

UNIVERSITÉ DE PARIS I - PANTHÉON SORBONNE

U.F.R DE SCIENCES ECONOMIQUES

2006

Numéro attribué par la bibliothèque

|2|0|0|6|P|A|0|1|0|0|5|2|

THESE

Pour obtenir le grade de
Docteur de l'Université de Paris I
Discipline : Sciences Economiques

Présentée et soutenue publiquement par

Isabelle Méjean

le 12 Décembre 2006

SEGMENTATION DES MARCHES INTERNATIONAUX ET GLOBALISATION EN MACROECONOMIE OUVERTE

Directeur de thèse : M. Jean-Olivier Hairault
Professeur à l'Université de Paris I - Panthéon Sorbonne

JURY :

Mme. Agnès BÉNASSY-QUÉRÉ,	Professeur à l'Université de Paris X - Nanterre
Mme. Martine CARRÉ,	Professeur à l'Université de Cergy-Pontoise (Rapporteur)
M. Pierre-Philippe COMBES,	Directeur de Recherche CNRS au GREQAM, Aix-Marseille (Rapporteur)
M. Jean-Olivier HAIRAUT,	Professeur à l'Université de Paris I - Panthéon Sorbonne
M. Jean IMBS,	Professeur à l'Université de Lausanne
M. Hubert KEMPF,	Professeur à l'Université de Paris I - Panthéon Sorbonne
M. Philippe MARTIN,	Professeur à l'Université de Paris I - Panthéon Sorbonne

L'Université de Paris I n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propre à leur auteur.

Remerciements

Lorsque j’ai commencé ma thèse, j’enviais les doctorants de troisième année, qui rédigeaient les fameux “Remerciements”, les seules pages de la thèse qui sont lues par plus d’une poignée d’amateurs. A l’époque, ça me semblait bien loin mais j’imaginai déjà avec quel soulagement on abordait cette étape, *a priori* plus ludique que la rédaction des 300 pages qui vont suivre. Pourtant, ce n’est pas le soulagement qui caractérise mon état d’esprit au moment où je rédige ces lignes mais plutôt l’angoisse d’oublier quelqu’un dans la longue liste des acteurs de cette pièce.

Commençons donc dans l’ordre, en évoquant Jean-Olivier Hairault, mon directeur de thèse, qui a accepté d’encadrer ce travail alors que j’étais encore étudiante du DEA de Macroéconomie de Paris 1. Je cherchais à faire un mémoire en macroéconomie ouverte, il m’a donc proposé de travailler sur la question du *Pricing-to-Market*, qui fait l’objet de la première partie de ce document. Par la suite, j’avoue m’être un peu écartée de ses thèmes de recherche pour faire un détour vers les modèles d’économie géographique. Il a néanmoins continué à me soutenir dans mon travail et à m’encourager, ce qui n’a pas été chose facile face à une détermination qui, il faut l’avouer, tourne souvent à l’entêtement...

A la fin du DEA, j’ai obtenu une bourse du Laboratoire de macroéconomie du CREST ; je me suis donc installée à Malakoff où j’ai été accueillie par Guy Laroque, le directeur du labo, à qui cette thèse doit beaucoup. La plupart des doctorants ayant séjourné au premier étage de MK2 se reconnaîtront sans doute si j’évoque le stress du premier séminaire interne de l’année, traditionnellement consacré à la présentation du mémoire de DEA du nouveau boursier. Première confrontation aux questions de Guy Laroque, qui ouvrent des pistes de recherche pour les trois années à suivre, à condition

de ne pas prendre trop de vacances ! Son exigence et sa rigueur m’ont beaucoup appris sur le métier de chercheur et je l’en remercie vivement. Plus généralement, les conditions de travail au CREST sont exceptionnelles, du point de vue matériel (un merci tout particulier à Elisabeth Garcia, Fanda Traoré et André Saux pour leur efficacité) mais surtout du fait de l’environnement intellectuel stimulant dans lequel le doctorant est immergé. L’implication des “seniors” lors des nombreux séminaires, groupes de travail et autres “*lunch seminars*” m’a beaucoup aidée. Je remercie notamment Pierre Cahuc et Martine Carré qui ont toujours été disponibles pour répondre à mes questions.

Je poursuis l’historique de cette thèse pour en arriver à la troisième année, que j’ai passée au CEPII. J’avais rencontré Agnès Bénassy-Quéré lors d’une session des journées doctorales de l’AFSE en septembre 2005, où je présentais mon premier papier de thèse. Grâce à elle, j’ai eu l’occasion de faire un stage au CEPII, stage qui a débouché sur un emploi. Je ne peux que remercier l’équipe de direction du CEPII de m’avoir permis de terminer ma thèse dans de si bonnes conditions. Au risque de me répéter, j’ai retrouvé au CEPII ce que j’avais pu apprécier au CREST : une ambiance de travail stimulante entourée d’économistes expérimentés et des conditions matérielles que tout allocataire de l’Université envierait. J’ai profité des nombreux conseils de mes collègues lors des séminaires, en particulier ceux de l’équipe macro. Un merci tout spécial aux producteurs de bases de données dont le travail, souvent ingrat et pas toujours reconnu à sa juste valeur, a fourni la matière première à la plupart des estimations empiriques de cette thèse.

Avant de passer à la longue liste des personnes qui m’ont aidée, je dois évidemment mentionner mon autre laboratoire à Paris 1, son directeur, Hubert Kempf, et son personnel administratif (Mme André du service des thèses). Même si je ne venais que de manière occasionnelle à la MSE, j’ai toujours été bien accueillie par les membres d’EU-REQua, notamment les doctorants qui acceptaient de se serrer un peu plus dans les bureaux pour me faire une petite place.

Les lieux étant mis en place, je continue avec les personnages de la pièce. Au cours de ces trois années, j’ai évidemment fait de nombreuses rencontres qui ont abouti à des collaborations plus ou moins poussées. Je commence par celles qui ont directement contribué à cette thèse, puisque de nombreux éléments sont issus de travaux joints. La

collaboration avec Lise Patureau a été une sorte de “mariage arrangé” puisqu’à l’époque où je commençais ma thèse, elle terminait la sienne sous la direction de Jean-Olivier Hairault, qui me l’a donc présentée. Le “bébé” n’est venu que plus tard et constitue la dernière partie de cette thèse. Je tenais à remercier tout particulièrement Lise pour son soutien au cours de cet été, les heures perdues à relire mes chapitres dans le RER vers Cergy et les nombreux coups de téléphone à l’arrivée pour un *debriefing* à la virgule près. Au CEPII, j’ai travaillé avec Amina Lahrière-Révil et Guillaume Gaulier qui m’ont immédiatement intégrée à l’équipe. En mettant en pratique la rationalisation des processus productifs, Amina et Guillaume m’ont prouvé qu’on pouvait travailler à plusieurs de manière efficace, tout en réduisant considérablement l’austérité des journées du chercheur solitaire... Aujourd’hui, je ne peux que regretter leur départ du CEPII, mais j’espère conserver les liens amicaux nés de cette collaboration.

Au-delà des co-auteurs, la thèse est faite de rencontres enrichissantes. De nombreux professeurs de Paris 1 m’ont ainsi aidée au cours de ces trois années. Je pense d’abord à Philippe Martin avec qui j’ai souvent discuté des modèles théoriques sur lesquels je travaillais et qui m’a toujours impressionnée par sa rapidité d’analyse. Sur les aspects empiriques, j’ai beaucoup appris d’Emmanuel Duguet et, surtout, de Thierry Mayer. Je ne compte plus les fois où j’ai profité de ses conseils et suggestions mais aussi des données et programmes élaborés pour son usage propre mais qu’il n’hésite pas à diffuser largement.

Les conférences sont aussi l’occasion de glaner des conseils sur les articles en cours et des idées pour les projets futurs. Je remercie donc les discutants qui ont pris le temps de lire mes papiers à l’occasion de ces présentations, en particulier Jean-Christophe Poutineau, Marios Zachariadis, Pierre-Philippe Combes, Jean Imbs et Valérie Mignon. Bien souvent, les commentaires qu’ils allaient chercher dans le fouillis de mes résultats m’ont permis de mieux comprendre ce que je voulais moi-même démontrer...

Puisque dans la vie, il n’y a pas que le travail, je termine par les nombreuses rencontres qui m’ont permis de vivre ces trois années dans une ambiance agréable. Les multiples occupants du bureau 1118 du CREST (et leur compagne cuisinière!). Mes collègues du CEPII, en particulier Valérie, Vladimir, Soledad et Sandra, qui ont égayé ma boîte mail par leurs blagues d’économistes. Les Parigots qui le soir faisaient le lien avec la “vraie

vie”, où les marchés ne sont pas équilibrés. Mes parents, frères et soeurs qui essaient depuis trois ans de retenir la définition du *Pricing-to-Market*. Pamina, qui a souvent “traversé le périphérique” pour venir parler éco géo et shopping autour d’une salade. Je termine enfin par Benoît qui m’a soutenue, encouragée, supportée dans mon projet. C’est maintenant mon tour, j’espère faire aussi bien.

Table des matières

Remerciements	iii
Introduction générale	xiii
I FLUCTUATIONS DES TAUX DE CHANGE ET PRIX DU COMMERCE INTERNATIONAL	1
1 Déterminants Sectoriels du <i>Pass-Through</i>	2
1.1 Introduction	2
1.2 Déterminants théoriques du <i>pass-through</i>	6
1.2.1 Monopole	6
1.2.2 Concurrence oligopolistique	11
1.2.3 Rendements non constants et intrants importés	16
1.2.4 Résumé	20

1.3	Stratégie empirique	23
1.3.1	Equation estimée	23
1.3.2	Les données	29
1.4	Estimation sectorielle et biais d'agrégation	34
1.4.1	Éléments théoriques	34
1.4.2	Résultats empiriques	37
1.5	Hétérogénéité inter-sectorielle du <i>pass-through</i>	41
1.5.1	Ampleur de l'hétérogénéité	41
1.5.2	Explication empirique	44
1.6	Conclusion	57
2	Environnement macroéconomique et <i>pass-through</i>	61
2.1	Introduction	61
2.2	Hétérogénéité du <i>pass-through</i> sur les prix à l'importation	65
2.2.1	Stratégie empirique	65
2.2.2	Ampleur de l'hétérogénéité	68
2.3	Déterminants des écarts entre importateurs	72
2.3.1	Décomposition des écarts de <i>pass-through</i>	72
2.3.2	Déterminants macroéconomiques	76
2.4	Conclusion	81

Annexes A 85**II DÉCISIONS DE LOCALISATION DES FIRMES ET PRIX RELATIFS 99****3 Effet HBS, Offre de Variétés, Prix Relatifs 100**

3.1 Introduction 100

3.2 Cadre d'analyse 105

3.2.1 Préférences 106

3.2.2 Technologie 108

3.2.3 Localisation des firmes 111

3.2.4 Equilibre des marchés 114

3.3 Déterminants du taux de change réel 116

3.3.1 Analyse en équilibre partiel 116

3.3.2 Analyse en équilibre général 123

3.4 Conclusion 130

4 Prix à l'importation et marge extensive 134

4.1 Introduction 134

4.2 Offre de variétés endogène et biais de mesure des prix 138

4.2.1 Cadre analytique 139

4.2.2 Biais sectoriel 142

4.2.3	Biais agrégé	144
4.3	Stratégie Empirique	146
4.3.1	Modèle Théorique	147
4.3.2	Méthode d'estimation	149
4.3.3	Calcul des élasticités de substitution	150
4.4	Les données	151
4.4.1	Variables de l'estimation	151
4.4.2	Taille des effets extensifs dans <i>BACI</i>	154
4.5	Résultats	159
4.5.1	Elasticités de substitution	159
4.5.2	Biais sectoriels de mesure des prix	161
4.5.3	Biais agrégé de mesure des prix	164
4.6	Conclusion	167
Annexes B		170
III Rigidités Salariales et Attractivité		192
5	Salaire minimum et localisation	193
5.1	Introduction	193
5.2	Cadre d'analyse	198

5.2.1	Programme des ménages	201
5.2.2	Programme des firmes	203
5.3	Solution du modèle	208
5.3.1	Répartition de la production	208
5.3.2	Equilibre des marchés	211
5.3.3	Equilibre symétrique	212
5.4	Effet d'un choc de salaire minimum	213
5.4.1	Salaire minimum et attractivité	213
5.4.2	Effet sur le bien-être	219
5.5	Conclusion	224
6	Salaire minimum et IDE français	228
6.1	Introduction	228
6.2	Stratégie empirique	232
6.2.1	Equation estimée	232
6.2.2	Les données	237
6.2.3	Statistiques descriptives	247
6.3	Résultats	251
6.3.1	Estimation de référence	251
6.3.2	Analyse de sensibilité	256

6.3.3	Résultats sectoriels	265
6.4	Conclusion	268
Annexes C		271
Conclusion Générale		285
Bibliographie		288

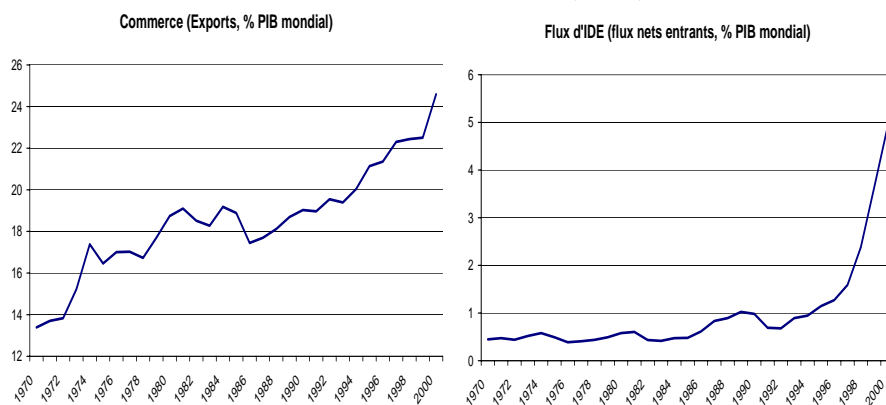
Introduction générale

La levée progressive des obstacles au commerce et la libéralisation des marchés financiers a conduit à une véritable explosion des flux internationaux de biens, de services, de technologies et de facteurs au cours de la deuxième moitié du vingtième siècle. Comme le montre le graphique 1, la part du commerce dans le PIB mondial a ainsi presque doublé entre 1970 et 2000 tandis que celle des flux d'investissement internationaux passait de 1 à 5% du PIB au cours des années 90.

Cette explosion des échanges internationaux de biens et de capitaux a des conséquences importantes sur la détermination de l'équilibre global en économie ouverte. D'abord, elle accentue l'interdépendance entre économies nationales et accélère les mécanismes de transmission des chocs¹. Dans des pays où les exportations et les flux d'investissement direct étranger (IDE dans ce qui suit) représentent une part croissante du PIB, la croissance est en effet plus sensible à la demande émanant des pays partenaires. Ainsi, la croissance actuelle de la plupart des pays développées s'explique-t-elle en partie par le dynamisme des marchés émergents, notamment la Chine, l'Inde et le Brésil. Cette accentuation de l'interdépendance entre économies nationales se traduit par une augmentation du volume des flux enregistrés dans les balances courantes. En outre, celle-ci

¹De nombreux travaux empiriques, notamment Frankel & Rose (1998), Clark & van Wincoop (2001) ou Baxter & Kouparitsas (2005), mettent en évidence une forte corrélation positive entre l'intensité du commerce et le degré de synchronisation des cycles. Canova & Dellas (1993) ou Imbs (2004) estiment cependant un lien plus modéré.

FIG. 1 – Evolutions du commerce et des flux d’investissement internationaux

Sources : World Development Indicators (2001), Banque Mondiale

ne se fait pas de manière symétrique mais a conduit au cours de la période récente à une accumulation de déséquilibres extérieurs gigantesques, notamment aux Etats-Unis². Ces déséquilibres que l’analyse “traditionnelle” de la balance des paiements peine à expliquer amènent les économistes à reconsidérer la question des déterminants de la balance courante dans une économie globalisée.

La mobilité accrue des biens, des facteurs et des unités productives affecte également l’efficacité des politiques économiques. Elle conduit notamment à une concurrence sociale et fiscale qui inquiète de nombreux pays développés. Les débats européens concernant l’harmonisation des politiques économiques nationales en sont une bonne illustration : dans le cadre du Marché Unique, les écarts de coûts du travail et de fiscalité risquent en effet de favoriser une concentration de la production dans les pays aux coûts relatifs les plus faibles, ce qui inquiète leurs partenaires européens³. Les politiques industrielles

²Le déficit courant américain devrait ainsi atteindre 900 milliards de dollars en 2006 tandis que les excédents des pays asiatiques et du Moyen-Orient continuent à absorber ce déficit d’épargne intérieure.

³Ainsi, la fiscalité attractive de l’Irlande, dont le taux d’imposition effectif sur les sociétés est le plus faible de la zone euro, permet-t-elle d’expliquer une partie de la forte croissance des entrées d’investisse-

doivent également s'adapter de façon à mieux tenir compte du nouvel environnement international de l'entreprise. C'est notamment l'objectif des pôles de compétitivité mis en place en France en septembre 2005 dont l'objectif est de “*constituer des partenariats internationaux afin de renforcer leur rôle de terre d'accueil des investissements étrangers et de développer les capacités d'exportation des entreprises parties prenantes aux pôles*”⁴.

Plus généralement, l'émergence de nouveaux acteurs économiques pousse les pays développés qui souhaitent se maintenir dans le peloton de tête de l'économie mondiale à reconsidérer les déterminants de leur compétitivité internationale. Le rapport annuel du Forum Economique Mondial (Lopez-Claros, Porter, Schwab & Sala-i Martin (2006)) qui dresse une comparaison internationale de cette compétitivité met ainsi en évidence l'attractivité croissante de jeunes économies comme Singapour, Taiwan ou la Corée au détriment des “vieilles” puissances économiques occidentales⁵. Cette constatation repose sur une comparaison des revenus par tête mais aussi de nombreux autres éléments relatifs aux institutions, à l'environnement macroéconomique, aux infrastructures, aux politiques d'éducation, au fonctionnement des marchés et à la dynamique des innovations. C'est cette mixture complexe que les économies qui souhaitent conserver une place de choix dans l'économie mondiale doivent considérer.

Face à la complexité de ce phénomène et aux adaptations qu'il nécessite, les autorités politiques doivent disposer d'outils leur permettant d'appréhender l'impact de ces mutations sur l'équilibre macroéconomique. Ce besoin est d'autant plus fort que le phénomène de mondialisation est entré dans les débats publics, engendrant des sentiments variés de

ment étranger au cours des années 90 (cf. le chapitre 8 du livre de Barba Navaretti & Venables (2004)). Ceci explique la forte réticence irlandaise vis-à-vis des projets d'harmonisation de l'impôt européen sur les sociétés.

⁴Discours de François Loos, ministre délégué à l'Industrie, lors du premier bilan de la politique des pôles de compétitivité en Conseil des Ministres, 30 août 2006.

⁵Ainsi, l'indice de compétitivité global classe-t-il les Etats-Unis en sixième place du classement 2006-2007, derrière Singapour. En 2005-2006, les Etats-Unis occupaient la première place.

la part des différents acteurs économiques. Les gouvernements sont écartelés entre les pressions diverses des mouvements citoyens anti-mondialisation, des entreprises engagées sur les marchés internationaux ou des producteurs nationaux dont la position se trouve menacée par l'arrivée de nouveaux concurrents étrangers. Le risque que ces pressions les poussent à adopter des mesures court-termistes inadaptées est élevé, en particulier si les décideurs n'ont pas à leur disposition les outils adéquats pour analyser de manière objective l'interconnexion entre les différentes parties prenantes de l'économie globalisée. L'objet de la macroéconomie est de fournir ce cadre global d'analyse de l'équilibre économique, permettant une conduite optimale des politiques économiques. Les modèles macroéconomiques en économie ouverte doivent donc s'adapter aux mutations récentes liées à la globalisation de l'économie.

Pour appréhender le phénomène de mondialisation économique, les modèles traditionnels de la macroéconomie internationale se révèlent en effet limités. Si le cadre Mundell-Fleming intègre à l'analyse keynésienne le commerce international et les flux de capitaux, la dynamique des soldes de la balance des paiements y est expliquée de manière très simplifiée par les mouvements de taux de change réel, les écarts internationaux de taux d'intérêt et les différentiels de croissance. Le rôle de la politique économique se cantonne alors à influencer le niveau des prix relatifs et de la demande tandis que les autres acteurs de l'économie n'ont aucun rôle actif dans la détermination de l'équilibre macroéconomique.

Les développements récents de la Nouvelle Macroéconomie Ouverte⁶, initiés par Obstfeld & Rogoff (1995), ont au contraire cherché à expliquer de manière micro-fondée l'interdépendance entre les économies nationales dans un cadre dynamique. L'hypothèse de concurrence monopolistique à la Blanchard & Kiyotaki (1987) permet ainsi d'intégrer

⁶cf. Lane (2001) pour une revue de cette littérature.

à l'analyse l'échange de biens différenciés : le commerce international n'est plus expliqué en termes d'avantages comparatifs mais en terme d'échange de variétés. La prise en compte du commerce intra-branche permet ainsi d'avoir une représentation plus réaliste de l'échange international, expliquant les échanges croisés de produits similaires observés dans les données⁷. En outre, le cadre imparfaitement concurrentiel de ces modèles permet d'introduire dans l'analyse le comportement stratégique des firmes exportatrices et son impact sur l'équilibre global. Les décisions de consommation et l'offre de travail des ménages sont également explicitées dans un cadre d'équilibre général dynamique avec incertitude. L'étude des comportements de lissage des décisions de consommation et d'investissement permet alors de mettre en évidence la contrainte intertemporelle qui pèse sur le compte courant des économies nationales. Enfin, ces modèles aident à mieux comprendre le rôle de l'accès aux marchés financiers internationaux dans la détermination de l'équilibre global. Les déséquilibres courants sont alors expliqués par la confrontation sur les marchés internationaux des besoins et capacités de financement des pays.

Si ces modèles fournissent un cadre mieux adapté pour comprendre les mécanismes de transmission internationale et évaluer l'impact sur le bien-être des politiques économiques, ils viennent néanmoins buter sur un certain nombre de faits stylisés de l'économie internationale. Ils ne permettent pas par exemple de comprendre la persistance d'écarts de prix entre économies nationales, le biais des consommateurs en faveur des biens produits localement ou la forte corrélation des consommations au sein de l'OCDE. Obstfeld & Rogoff (2000) identifient ainsi six "énigmes" empiriques que les modèles macroéconomiques peinent à reproduire. Celles-ci contredisent l'hypothèse d'intégration parfaite

⁷D'après l'Organisation Mondiale du Commerce, 42% des exportations mondiales sont en 2001 des flux croisés entre les différents pays d'Europe de l'Ouest et d'Amérique du Nord. Ce type d'échanges entre pays développés ne peut s'expliquer par la théorie ricardienne des avantages comparatifs mais correspond à du commerce dit intra-branche, c'est-à-dire à des flux croisés de produits similaires.

des marchés internationaux de biens et de produits financiers qui caractérise la plupart des modèles macroéconomiques. Pour les expliquer dans un cadre analytique unifié, ces économistes suggèrent donc de s'intéresser à l'impact sur l'équilibre agrégé des coûts à l'échange international et autres barrières conduisant à une segmentation des marchés internationaux⁸.

Malgré la baisse massive des barrières tarifaires au cours de la deuxième moitié du vingtième siècle, de nombreux travaux empiriques⁹ montrent en effet que l'échange international induit des frais supplémentaires liés aux coûts de transport, à l'existence de barrières non-tarifaires, à de problèmes informationnels ou à l'incertitude liée aux fluctuations de change. Ces différents coûts à l'échange ont un impact significatif sur le commerce international que les modèles macroéconomiques négligent. Ainsi, la méta-analyse de Disdier & Head (2005) estime-t-elle qu'en moyenne, une hausse de 10% de la distance entre deux pays¹⁰ réduit leur commerce bilatéral de 9%. En outre, de tels coûts à l'échange impliquent une segmentation des marchés internationaux qui permet aux firmes exportatrices d'adopter des stratégies de prix discriminatoires, spécifiques à chaque marché national. Au-delà de leur impact sur le commerce, Obstfeld & Rogoff (2000) montrent enfin que de telles frictions peuvent avoir un impact sur l'équilibre des marchés financiers internationaux.

L'étude de l'impact de ces coûts à l'échange international est un des principaux apports des Nouvelles Théories du Commerce. A la suite du modèle fondateur de Krugman (1991), les modèles de commerce international ont en effet profondément évolué pour

⁸Les marchés sont dit segmentés lorsque des barrières (réelles, administratives, etc.) délimitent les économies nationales et limitent les comportements d'arbitrage des consommateurs. Cette notion s'oppose à celle d'intégration des marchés qui implique que les marchés nationaux sont unifiés du point de vue des producteurs comme des consommateurs.

⁹cf. notamment Hummels (2001) et Anderson & van Wincoop (2004).

¹⁰Dans la littérature empirique, la distance est généralement utilisée comme une mesure *proxy* des coûts de transport.

s'adapter aux mutations du système d'échange international. La prise en compte du comportement des firmes dans un cadre de concurrence imparfaite et de segmentation des marchés internationaux permet ainsi d'expliquer de nombreux faits stylisés observés sur données historiques tels que l'augmentation du commerce intra-branche, la concentration spatiale de la production ou la croissance des flux d'investissement internationaux. En outre, ces modèles offrent un cadre analytique pour étudier les stratégies complexes des entreprises dans un environnement international. Au-delà des décisions sur les prix ou la quantité produite et sur la demande de facteurs productifs, l'accent est ainsi mis sur les choix de localisation des unités productives, les décisions d'entrée sur les différents marchés nationaux et les choix organisationnels au sein des firmes multinationales. Ces modèles montrent alors que les différents choix stratégiques auxquels sont confrontées les entreprises engagées sur les marchés internationaux ont un impact décisif sur les flux agrégés de biens et services et la répartition spatiale de la production.

Le succès empirique des Nouvelles Théories du Commerce amène à s'interroger sur les implications de ces modèles en ce qui concerne la détermination de l'équilibre global en économie ouverte. En effet, les modèles de Nouvelle Macroéconomie Ouverte négligent un aspect central de cette littérature, relatif à l'impact sur le comportement des firmes des coûts de transport et de la segmentation des marchés internationaux à laquelle ils conduisent. Même dans les modèles récents tenant compte de la segmentation des marchés internationaux¹¹, l'accent est mis sur la détermination de l'équilibre global tandis que la question de l'endogénéité des stratégies tarifaires et des écarts internationaux de prix auxquels elles conduisent est négligée. En outre, ces modèles ne tiennent pas compte des choix de localisation des entreprises et de leur impact sur la répartition spatiale de

¹¹A la suite de Betts & Devereux (1996), de nombreux modèles dits de "*Pricing-to-Market*" ont en effet intégré des stratégies de prix discriminatoires dans un cadre de marchés segmentés. Ils montrent alors qu'une telle discrimination en prix peut avoir des conséquences importantes sur l'équilibre macroéconomique lorsque les prix sont rigides.

la production. Or, les Nouvelles Théories du Commerce suggèrent que ces questions influencent la dynamique des soldes courants par le biais de l'échange international, des flux d'investissement direct étranger et des mouvements de capitaux. Tenir compte des réactions stratégiques complexes des entreprises dans un environnement globalisé pourrait donc permettre d'avoir une représentation plus réaliste des évolutions des soldes courants.

L'ambition de cette thèse est précisément de se placer à la frontière de ces deux littératures, pour étudier l'impact de la segmentation des marchés sur la détermination de l'équilibre macroéconomique en économie ouverte. Les trois essais qui la composent utilisent différents aspects des Nouvelles Théories du Commerce et cherchent à montrer comment l'existence de coûts à l'échange international impacte les décisions stratégiques des entreprises en équilibre général. Cette analyse permet alors de reconsidérer des problématiques traditionnelles de la macroéconomie internationale en axant l'analyse sur le rôle des choix stratégiques de la firme dans un cadre de segmentation des marchés.

Ainsi, la première partie de la thèse s'intéresse aux conséquences de la segmentation des marchés sur les stratégies de prix des exportateurs, l'objectif étant de mieux comprendre la sensibilité des prix du commerce aux fluctuations des taux de change. La deuxième partie introduit dans l'analyse les décisions de localisation des firmes et étudie comment elles affectent la détermination des taux de change réels de long terme. Enfin, la troisième partie montre comment la mobilité internationale des entreprises peut influencer l'efficacité de la politique économique. Bien qu'axés sur des problématiques assez différentes, ces trois essais permettent donc de montrer comment la prise en compte de la segmentation des marchés et de son impact sur les choix stratégiques des firmes peut enrichir l'analyse micro-fondée de l'équilibre global en économie ouverte et éclairer sous un jour nouveau certaines problématiques traditionnellement étudiées en macroéconomie ouverte.

Dans les deux premiers chapitres qui constituent la première partie de la thèse, on s'intéresse à l'impact de la segmentation des marchés de biens et services sur les stratégies de prix des entreprises. En limitant les comportements d'arbitrage des consommateurs, cette segmentation permet en effet aux exportateurs de définir des prix différents sur chacun de leurs marchés nationaux¹². L'hypothèse d'intégration parfaite des marchés qui caractérise la plupart des modèles macroéconomiques implique au contraire une égalisation du prix des biens vendus dans différents pays. Or, cette hypothèse dite de "Loi du Prix Unique" n'est pas vérifiée empiriquement, y compris sur des marchés ouverts au commerce international¹³. En particulier, de nombreuses estimations montrent que les fluctuations de taux de change créent des écarts internationaux de prix parce qu'elles ne sont pas répercutées uniformément sur les prix de vente aux différents pays importateurs. Au niveau agrégé, on montre que cette répercussion incomplète des mouvements de change sur les prix à l'importation (phénomène dit de *pass-through* incomplet) affecte la volatilité du taux de change nominal (Betts & Devereux (1996)) et la transmission internationale des chocs (Engel (2002)).

La première partie du chapitre 1 présente une analyse en équilibre partiel des stratégies de prix des exportateurs, lorsque les marchés sont segmentés et le niveau futur du taux de change incertain. On montre alors que le phénomène de *pass-through* incomplet peut s'expliquer de manière microéconomique, sous certaines hypothèses relatives à la fonction de demande, à la structure concurrentielle du marché importateur ou à la technologie de production. Lorsque le risque de demande lié aux fluctuations des taux de change est suffisant, les entreprises peuvent en effet avoir intérêt à absorber une partie des mouvements de change en ajustant leur taux de marge de façon à maintenir les prix exprimés en monnaie de l'importateur. Ces prédictions théoriques sont ensuite testées à

¹²Discrimination du troisième degré selon la typologie de Pigou (1920).

¹³cf. Engel & Rogers (1996), Engel & Rogers (2004), Crucini, Telmer & Zachariadis (2005).

travers l'estimation d'une équation de prix. Par rapport à la littérature existante sur le *pass-through* incomplet, l'originalité de la démarche adoptée ici est double. D'une part, les estimations de l'élasticité de *pass-through* sont faites à un niveau sectoriel fin, ce qui permet d'identifier les déterminants microéconomiques mis en évidence dans l'analyse théorique. D'autre part, le caractère systématique de ces estimations conduit à des résultats généralisables, utiles dans l'optique d'une modélisation micro-fondée du phénomène agrégé de *pass-through* incomplet. A partir de ces estimations sectorielles, on s'interroge alors sur les déterminants conduisant les entreprises à adopter des stratégies de lissage de l'impact des fluctuations de change sur les prix en monnaie locale. On distingue ici les déterminants microéconomiques, étudiés dans le chapitre 1, et les déterminants de type macroéconomique qui font l'objet de l'analyse empirique du chapitre 2. Ces estimations permettent de valider plusieurs intuitions des modèles théoriques. Elles confirment l'existence d'une segmentation conduisant les firmes exportatrices à discriminer leurs différents marchés lors de la fixation des prix de vente. En outre, elles montrent que le phénomène agrégé de *pass-through* incomplet peut être expliqué par les comportements des firmes exportatrices dans un cadre de concurrence imparfaite.

A ce cadre d'analyse avec segmentation des marchés, la deuxième partie de la thèse ajoute la problématique des choix de localisation des firmes. Comme dans la première partie, on s'intéresse à la détermination des prix du commerce international et à leur sensibilité aux choix stratégiques des entreprises. Cependant, l'accent est cette fois mis sur les déterminants des indices de prix agrégés plutôt que sur les écarts de prix au niveau individuel. Cette question occupe une place de choix en macroéconomie internationale. En effet, la plupart des modèles reposent sur une hypothèse de Parité des Pouvoirs d'Achat¹⁴ qui n'est vérifiée qu'à très long terme tandis que la persistance des

¹⁴On parle de parité des pouvoirs d'achat lorsque le prix du panier de biens consommé par chaque pays est uniforme à long terme, ce qui implique des taux de change réels unitaires. Cette hypothèse

déviation de taux de change réel reste une énigme empirique¹⁵. Dans la mesure où cette hypothèse intervient dans de nombreuses analyses de la transmission internationale des chocs, comprendre l'origine des déviations à la parité des pouvoirs d'achat est une problématique importante en macroéconomie ouverte.

L'argument développé dans les chapitres 3 et 4 de cette thèse est que les décisions d'entrée des firmes sur les différents marchés nationaux sont susceptibles d'influencer le niveau des prix relatifs. Dans la mesure où ces choix stratégiques se font à un horizon relativement long, ils pourraient en effet expliquer des écarts persistants à la Parité des Pouvoirs d'Achat. Pour mettre en évidence un tel lien, le chapitre 3 présente un modèle théorique ajoutant au cadre Balassa-Samuelson traditionnellement utilisé pour étudier le taux de change réel de long terme une hypothèse de segmentation des marchés et des choix stratégiques de localisation de la part des firmes exportatrices. Ces décisions affectent le niveau des prix relatifs dans le secteur des biens échangés. En effet, les consommateurs domestiques bénéficient de l'augmentation de l'offre de variétés consécutive à l'entrée de nouvelles firmes sur leur marché. A long terme, le taux de change réel dépend alors des choix de localisation des producteurs de biens différenciés. En guise d'application empirique, le chapitre 4 étudie l'impact sur l'indice de prix à l'importation des effets dits extensifs du commerce, c'est-à-dire l'effet de l'arrivée de nouvelles variétés d'un bien sur un marché, interprétée comme le reflet des décisions d'entrée des entreprises exportatrices. De tels effets sont largement négligés dans la littérature empirique qui utilise généralement des indices de prix calculés à partir d'un panier constant de

nécessite une intégration suffisante des marchés conduisant à une convergence des prix sous la pression des comportements d'arbitrage des consommateurs. Lorsqu'une partie des biens ne sont pas échangés internationalement, l'hypothèse de parité des pouvoirs d'achat ne concerne que les secteurs de biens échangés.

¹⁵cf. la revue de littérature de Rogoff (1996) qui cite comme demi-vie "consensuelle" une durée de trois à cinq ans. Cette persistance est cependant réduite dans les estimations de Imbs, Mumtaz, Ravn & Rey (2005) qui tiennent compte de l'hétérogénéité inter-sectorielle des processus d'ajustement des prix relatifs.

biens. Les résultats empiriques montrent que l'arrivée de nouveaux exportateurs sur les marchés internationaux tend effectivement à réduire les indices de prix à l'importation. Cette baisse des prix est particulièrement prononcée dans les pays émergents, notamment l'Inde et le Brésil, qui sont initialement peu ouverts au commerce international mais attirent de plus en plus de firmes exportatrices en quête de débouchés au cours de la période étudiée. Ces résultats valident les prédictions du modèle théorique selon lesquelles les décisions d'entrée des firmes sur les marchés internationaux expliquent en partie le niveau des prix relatifs de long terme.

Au-delà de leur impact sur les prix relatifs, les décisions de localisation des firmes sont également susceptibles d'influencer les choix de politique économique, comme le montre la troisième partie de cette thèse. La mobilité accrue des facteurs productifs conduit en effet à un phénomène de concurrence sociale et fiscale entre pays, auquel les autorités politiques doivent s'adapter. Pour cela, la définition des politiques économiques se doit d'intégrer un objectif d'attractivité, de façon à maintenir la structure productive nationale. Ici, on s'intéresse plus particulièrement aux interventions publiques sur le marché du travail, dont l'impact sur les coûts de production locaux est souvent critiqué. Cependant, ces critiques ne tiennent pas compte des effets de telles politiques sur la demande émanant des salariés. Or, les Nouvelles Théories du Commerce mettent en évidence le rôle prépondérant du facteur demande dans les décisions de localisation des entreprises. En particulier, de nombreuses études empiriques montrent que l'argument de l'accès au marché local domine le facteur "coût" lorsqu'on cherche à expliquer la répartition spatiale de la production et des flux d'investissement international¹⁶. Dans ce cadre analytique, les réglementations sur le marché du travail sont donc susceptibles d'avoir un double effet sur l'attractivité nationale à travers leur effet positif de demande

¹⁶cf. notamment le chapitre 12 de Combes, Mayer & Thisse (2006).

et leur impact négatif sur la compétitivité coût des entreprises.

Pour analyser cet effet potentiellement ambigu, le chapitre 5 utilise un cadre de Nouvelles Théories du Commerce avec rigidités salariales. Le modèle met en évidence le double impact du salaire minimum sur les choix de localisation des entreprises : si le salaire minimum augmente le coût du travail, il permet aussi de maintenir la consommation des travailleurs à un niveau élevé et d'accroître le potentiel de marché national. Cet effet demande positif permet de compenser en partie la perte de compétitivité des entreprises nationales. L'analyse montre cependant que l'intégration des marchés nationaux renforce l'effet coût négatif au détriment de l'effet demande, ce qui peut expliquer l'importance croissante dans les débats politiques des questions relatives au phénomène de concurrence sociale. Sur la base de cette analyse théorique, le chapitre 6 étudie de manière empirique l'impact des écarts internationaux de salaire minimum sur les choix de localisation à l'étranger des firmes françaises. Pour cela, on estime un modèle de logit conditionnel sur différents échantillons de pays avec ou sans salaire minimum. L'analyse empirique confirme alors les intuitions du modèle théorique. À côté des déterminants "traditionnels" des décisions de localisation tels que l'accès au marché ou le coût du travail et des biens intermédiaires, on montre en effet que les décisions de localisation des filiales étrangères de firmes françaises sont influencées par les écarts internationaux de législation sur le salaire minimum. Selon le groupe de pays considéré, l'effet sur les profits espérés peut être négatif, du fait de l'impact du salaire minimum sur les coûts de production, ou positif, du fait de son impact sur la demande agrégée.

Première partie

FLUCTUATIONS DES TAUX DE CHANGE ET PRIX DU COMMERCE INTERNATIONAL

Chapitre 1

Déterminants Sectoriels du *Pass-Through* Incomplet

1.1 Introduction

¹ L'imparfaite transmission des mouvements de change aux prix à l'importation fait l'objet d'une littérature abondante en macroéconomie ouverte. Dans les modèles macroéconomiques traditionnels, il existe une hypothèse implicite selon laquelle les mouvements de change sont intégralement transmis aux prix à l'importation ce qui conduit à un ajustement des balances commerciales. Cependant, la littérature empirique estime qu'en moyenne, seulement 50 à 60 % des chocs de change sont transmis aux prix à l'importation au cours du premier trimestre tandis que cette proportion augmente au cours du temps².

¹Les éléments de ce chapitre ont été publiés dans deux documents de travail, Méjean (2004) et Gaulier, Lahrèche & Méjean (2006b)

²cf. la revue de littérature empirique de Goldberg & Knetter (1997) et les travaux plus récents de Anderton (2003), Warmedinger (2004), Campa & Goldberg (2005), Campa & Minguez (2004), Faruquee (2004), Mihailov (2005). Ces études s'intéressent à la transmission de mouvements de change sur les prix d'un certain nombre de pays développés. Il existe également quelques études sur la réaction des prix à l'importation dans des pays en développement, notamment Anaya (2000) et Barhoumi (2005).

Ce phénomène dit de *pass-through* incomplet a été intégré dans de nombreux modèles de la Nouvelle Macroéconomie Ouverte qui mettent en évidence les conséquences importantes sur l'équilibre macroéconomique. Pour Betts & Devereux (1996), le *pass-through* incomplet permet d'expliquer la forte volatilité des taux de change réel. En outre, tenir compte de la faible sensibilité des prix à l'importation aux variations de change modifie les mécanismes de transmission internationale des chocs³ et la conception de la politique monétaire optimale (Devereux & Engel (2003), Corsetti & Dedola (2005)).

Les enjeux autour de cette question ont conduit les économistes à s'interroger sur les déterminants microéconomiques de ce phénomène⁴, i.e. sur les raisons qui peuvent pousser une firme exportatrice à ajuster sa stratégie de prix de façon à lisser l'impact des mouvements de change sur les prix à l'importation. Dans un cadre d'incertitude sur le niveau futur du taux de change et de concurrence imparfaite, on montre que les firmes exportatrices peuvent effectivement avoir intérêt à adopter une stratégie de *pass-through* incomplet sous certaines hypothèses relatives à la fonction de demande ou à la technologie de production qu'elles utilisent. Laisser les prix étrangers s'ajuster aux mouvements de change introduit en effet un risque de demande pour la firme, qui ne peut pas prévoir la quantité qu'elle devra produire lorsque les prix en monnaie locale sont sensibles aux chocs de change. Lorsque ce risque de demande est élevé, l'exportateur peut donc avoir intérêt à absorber les mouvements de change de façon à maintenir les prix en monnaie locale. Le *pass-through* sera alors incomplet et le risque de change reporté sur le taux de marge de la firme. L'arbitrage entre les risques de demande et de marge dépend d'un

³cf. Goldberg & Tille (2006) qui étudient la manière dont le solde commercial réagit aux mouvements de taux de change dans un cadre de *pass-through* incomplet.

⁴cf. Bacchetta & van Wincoop (2005) qui étudient les choix de la monnaie de facturation des exportations, Corsetti & Dedola (2003) qui modélisent les stratégies optimales de *pass-through* dans un modèle avec coût de distribution des importations, Aizenman (2004) qui s'intéresse au rôle des instruments financiers utilisés par la firme pour se couvrir contre le risque de change, Bergin & Feenstra (1998) qui utilisent une fonction de demande translog pour expliquer le *pass-through* incomplet.

certain nombre de caractéristiques propres à la firme et au marché importateur.

Malgré l'intérêt croissant des macroéconomistes pour les explications micro-fondées du *pass-through* incomplet, la littérature empirique est constituée quasi-exclusivement d'estimations agrégées mesurant la sensibilité de différents indices de prix aux variations des taux de change⁵. Si ces estimations fournissent des faits stylisés utiles pour prévoir l'impact des chocs de change sur l'équilibre macroéconomique en économie ouverte, elles ne permettent pas de comprendre les mécanismes microéconomiques à la base du *pass-through* incomplet. En effet, les estimations agrégées ne reflètent que le comportement moyen des exportateurs présents sur le marché, quel que soit leur secteur d'activité ou leur pays d'origine. En outre, ces estimations souffrent potentiellement d'un biais d'agrégation, comme le montrent théoriquement et empiriquement Muntaz, Oomen & Wang (2006).

L'originalité des estimations de ce chapitre est qu'elles abordent la question du *pass-through* incomplet de manière désagrégée. L'intérêt de cette approche est qu'elle autorise une interprétation des résultats en terme de comportement stratégique de fixation des prix de la part des firmes exportatrices. Pour cela, on utilise une stratégie empirique basée sur des données sectorielles permettant de mesurer la réaction des prix à l'exportation aux variations de change au niveau du produit. Une telle stratégie a déjà été utilisée par le passé mais ces estimations ne couvrent qu'un nombre limité de produits⁶, ce qui réduit la portée des résultats : l'élasticité estimée des prix à l'exportation aux variations de change ne permet de caractériser que les comportements de prix dans le secteur spécifiquement étudié, ce qui ne présente qu'un intérêt limité pour les macroé-

⁵cf. entre autres, Anaya (2000), Anderton (2003), Bailliu & Fujii (2004), Campa & Goldberg (2005), Campa & Minguez (2004), Choudhri, Faruquee & Hakura (2005), Faruquee (2004).

⁶L'industrie automobile a ainsi été largement étudiée par Gagnon & Knetter (1995), Gross & Schmitt (2000) ou Gil-Pareja (2003). Knetter (1993) étudie un maximum de 60 produits d'une nomenclature à 7 chiffres, Gil-Pareja (2002) travaille sur 26 produits d'une nomenclature à 8 chiffres, Takagi & Yoshida (2001) travaillent sur 20 secteurs à 9 chiffres.

conomistes. Au contraire, les estimations de ce chapitre sont réalisées sans sélection *ex ante* des secteurs considérés. Cette stratégie empirique systématique permet à la fois d'étudier l'ampleur du biais d'agrégation caractérisant les estimations sur données agrégées et d'utiliser l'hétérogénéité inter-sectorielle des coefficients estimés pour étudier les déterminants microéconomiques des stratégies de *pass-through*.

L'estimation de plus de 4000 coefficients sectoriels de *pricing-to-market* (PTM dans ce qui suit)⁷ permet de mettre en évidence une forte hétérogénéité des comportements de *pass-through*. En estimant par différentes méthodes le coefficient de PTM au niveau global, on montre que négliger cette hétérogénéité conduit à un biais d'agrégation négatif, dont l'ampleur est limitée cependant dans le cadre d'une estimation statique.

Dans un secteur sur deux environ, les estimations ne permettent pas de mettre en évidence de comportements de *pricing-to-market*, ce qui signifie que le *pass-through* est complet. En revanche, dans l'autre moitié des secteurs, une partie des mouvements de change (30% en moyenne) est absorbée par les firmes de façon à stabiliser le prix en monnaie locale de leur produit. En s'inspirant de l'analyse théorique présentée dans la première partie du chapitre, on montre que ces écarts inter-sectoriels de *pass-through* peuvent être expliqués par certaines caractéristiques des produits échangés, des marchés importateurs ou des secteurs exportateurs. On montre en effet que les coefficients de *pricing-to-market* tendent à être plus élevés dans des secteurs soumis à de fortes pressions concurrentielles et en direction de marchés sur lesquels le risque de demande est important. Au contraire, ces coefficients sont plus faibles lorsque le pays exportateur occupe une place suffisante sur le marché importateur. Ces résultats permettent de

⁷La notion de *pricing-to-market* (PTM) est introduite par Krugman (1987) pour qualifier une stratégie de fixation des prix en monnaie de l'importateur, sans ajustement aux variations de change. Un tel comportement conduit à des écarts de prix entre marchés nationaux et à du *pass-through* incomplet. Dans ce qui suit, on appelle coefficient de *pricing-to-market* l'élasticité des prix à l'*exportation* aux variations de change. Au contraire, on parle de coefficient de *pass-through* à propos de l'élasticité au change des prix à l'*importation*. Le lien entre ces deux notions est précisé dans la suite de ce chapitre.

valider un certain nombre d'éléments micro-fondés des modèles macroéconomiques de *pricing-to-market*.

La suite de ce chapitre est organisée de la façon suivante. Une première partie théorique présente les déterminants du *pass-through* dans un cadre d'équilibre partiel sous différentes hypothèses relatives à la structure de marché ou à la technologie de production (section 1.2). Cette analyse théorique permet de justifier l'approche empirique sectorielle présentée dans la section 1.3. La section 1.4 utilise les estimations sectorielles pour étudier la question du biais d'agrégation qui caractérise potentiellement la plupart des estimations du *pass-through* sur données agrégées. Dans la section 1.5, on s'interroge sur les déterminants de l'hétérogénéité inter-sectorielle mise en évidence par ces estimations. Enfin, la section 1.6 résume les résultats et conclut.

1.2 Déterminants théoriques du *pass-through*

Dans cette section, la question des déterminants microéconomiques du *pass-through* incomplet est posée de manière théorique. Pour cela, on se situe dans un cadre simple d'équilibre partiel statique et on étudie les comportements de tarification d'un exportateur confronté à des fluctuations de taux de change. Cette analyse permet d'expliquer le *pass-through* incomplet en terme de comportement stratégique des firmes et de donner un certain nombre d'intuitions sur les déterminants sectoriels susceptibles d'influencer ces comportements. Tous les détails de calculs permettant de parvenir à ces résultats sont fournis en Annexe A.1.

1.2.1 Monopole

On considère une entreprise i qui vend un bien k sur N marchés étrangers ($j = 1, \dots, N$) en situation de monopole. La technologie est à rendements constants de telle

sorte que le coût marginal de production ne dépend que du prix des facteurs. En outre, on suppose pour simplifier que l'entreprise utilise uniquement des biens intermédiaires locaux, dont le prix n'est pas sensible aux mouvements de change. Les marchés internationaux sont segmentés ce qui interdit tout comportement d'arbitrage de la part des consommateurs de chaque marché. Dans ce cadre, la firme exportatrice peut adopter une stratégie de prix discriminatoire (discrimination du troisième degré selon la typologie de Pigou (1920)) consistant à ajuster son prix de vente à chaque marché national j . Dans le cas d'un ajustement des prix aux variations du change, Krugman (1987) appelle ce comportement stratégie de *Pricing-to-Market*.

Sous ces hypothèses, la fixation des prix se fait par maximisation du profit réalisé par la firme sur chaque marché j . Dans ce qui suit, on suppose que le producteur fixe ses prix dans sa propre monnaie (ce que Betts & Devereux (1996) appellent le *Producer Currency Pricing* ou PCP). A l'optimum, le prix à l'exportation (FAB⁸) du bien k à destination du marché j est alors le produit du coût marginal de production et d'un taux de marge spécifique au marché j :

$$P_t^{ijk} = C m_t^{ik} \mu_t^{ijk} \quad (1.1)$$

Dans un cadre de monopole, le taux de marge μ_t^{ijk} dépend uniquement de l'élasticité-prix de la demande η_t^{ijk} . Dans ce qui suit, on suppose que celle-ci varie avec un certain nombre de spécificités du marché local résumées dans un vecteur Z_t^{jk} et du prix tel qu'il est perçu par le consommateur, c'est-à-dire le prix converti dans la monnaie du pays importateur :

$$\mu_t^{ijk} = \frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - 1}, \quad \eta_t^{ijk} = \eta_t^{ijk} \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}}, Z_t^{jk} \right)$$

⁸ *Franco A Bord*, i.e. hors coûts de transport.

avec S_t^{ij} le taux de change bilatéral (en monnaie de l'exportateur i) utilisé pour convertir le prix à l'exportation en monnaie du pays j où se situe le consommateur⁹.

Le niveau du taux de change bilatéral influence donc le prix fixé par l'exportateur par le biais de l'élasticité-prix de la demande donc du taux de marge optimal. La forme analytique de ce lien est obtenue en appliquant une transformation de Taylor au logarithme du taux de marge optimal ($\ln \mu_t^{ijk}$) autour d'une valeur constante de l'élasticité-prix¹⁰ :

$$p_t^{ijk} = (1 - \beta_{MC}^{ijk}) cm_t^{ik} + (1 - \beta_{MC}^{ijk}) \ln \left(\frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - 1} \right) + \beta_{MC}^{ijk} s_t^{ij} + \gamma_{MC}^{ijk} z_t^j \quad (1.2)$$

avec :

$$\begin{aligned} \beta_{MC}^{ijk} &= \frac{\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}}{\eta^{ijk} - 1 + \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}} \quad \text{où} \quad \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} = \left. \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln (P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \right|_{P_t^{ijk}/S_t^{ij}=1} \\ \gamma_{MC}^{ijk} &= -\frac{\xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}}}{\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}} \beta_{MC}^{ijk} \quad \text{où} \quad \xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}} = \left. \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \right|_{Z_t^{jk}=1} \end{aligned}$$

Dans cette équation, la dérivée logarithmique $\beta_{MC}^{ijk} = \partial p_t^{ijk} / \partial s_t^{ij}$ mesure l'élasticité du prix à l'exportation aux variations de change, appelée coefficient de *pricing-to-market* (PTM). Cette élasticité correspond au complément à un du coefficient dit de *pass-through*, défini dans la littérature empirique comme l'élasticité des prix à l'importation

⁹On néglige ici les coûts de transport qui augmentent le prix à l'importation du bien. Sous l'hypothèse de coût *iceberg* T_t^{ijk} de type samuelsonien (cf. Samuelson, 1954), le prix de vente du bien k sur le marché j s'écrit en effet : $T_t^{ijk} P_t^{ijk} / S_t^{ij}$. Dès lors que ce coût est indépendant du taux de change, en tenir compte n'ajouterait rien à l'analyse du coefficient de PTM. L'annexe A.1.1 présente le cas, plus général, où le coût de transport dépend lui-même du niveau du taux de change.

¹⁰Tous les détails de calcul sont fournis en Annexe A.1.1. Dans ce qui suit, les lettres minuscules correspondent au logarithme népérien des variables en niveau : $x = \ln X$. Pour alléger les notations, le développement de Taylor est appliqué au point fixe : $(P_t^{ijk}/S_t^{ij}, Z_t^{jk}) = (1, 1)$. Enfin, on note η^{ijk} l'élasticité-prix de la demande en ce point.

aux variations du taux de change¹¹.

Le coefficient de PTM dépend donc de la forme de la courbe de demande à laquelle le producteur fait face sur le marché j et, plus précisément, de la manière dont l'élasticité-prix de la demande réagit lorsque le taux de change bilatéral (donc le prix en monnaie locale) varie¹². Dans le cas d'une courbe de demande à élasticité constante ($\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} = 0$), l'élasticité de la demande ne s'ajuste pas aux chocs de change affectant le prix en monnaie locale. Par conséquent, l'exportateur n'a aucune raison de supporter le risque de change en ajustant son taux de marge. A l'optimum de la firme, le coefficient β_{MC}^{ijk} est alors nul et la transmission des mouvements de change aux prix en monnaie locale est complète¹³. Dans ce qui suit, on dira alors que le *pass-through* est complet ou qu'il n'y a pas *pricing-to-market* (PTM).

En revanche, avec une demande à élasticité-prix non constante, on peut s'attendre à observer des comportements dits de *pricing-to-market*, *i.e.* à un ajustement du taux de marge de l'exportateur aux variations de change. En particulier, lorsque l'élasticité de la demande augmente avec le prix en monnaie locale ($\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} > 0$), comme c'est le cas par exemple avec une fonction de demande linéaire, la maximisation du profit

¹¹En effet, si on néglige les coûts de transport, le logarithme du prix à l'importation, exprimé en monnaie de l'importateur, s'écrit : $\tilde{p}_t^{ijk} = p_t^{ijk} - s_t^{ij}$. Le coefficient de *pass-through*, défini comme l'élasticité du prix à l'importation aux variations de change, s'écrit alors : $PT^{ijk} \equiv \left| \frac{\partial \tilde{p}_t^{ijk}}{\partial s_t^{ij}} \right| = 1 - \beta^{ijk}$. Cette relation reste valable avec des coûts de transport si ceux-ci ne sont pas affectés par les variations de change. En revanche, avec des coûts à l'échange sensibles aux fluctuations de change, on a $PT^{ijk} = (1 - \beta^{ijk})(1 + \xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}})$ où $\xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}}$ est l'élasticité du coût à l'échange aux chocs de change. cf. détails en Annexe A.1.1.

¹²En effet, d'après la condition du second ordre du programme de maximisation des profits, le dénominateur de β_{MC}^{ijk} est toujours strictement positif. Dans le cas du monopole, le signe du coefficient de PTM ne dépend donc que du signe de $\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}$.

¹³Cette propriété du PTM lorsque la fonction de demande est à élasticité constante explique pourquoi Bergin & Feenstra (1998) sont obligés de recourir à une fonction d'utilité translog dans leur modèle de PTM en équilibre général. En effet, en utilisant la fonction d'utilité CES généralement choisie dans les modèles de Nouvelles Macroéconomie Ouverte, les auteurs n'auraient pas pu justifier les comportements de PTM à l'optimum de la firme. En effet, l'élasticité-prix de la demande est constante dans ce cadre.

conduit l'exportateur à ajuster son taux de marge aux mouvements de change de façon à annuler, au moins partiellement, l'effet mécanique du choc sur le prix et la demande locale. Du point de vue de la firme, le risque de change n'est pas annulé, puisque son profit est toujours sensible aux fluctuations nominales. Cependant, au lieu de risquer une variation des quantités vendues, la firme choisit de transférer une partie du risque de change à sa marge *ex-post*.

Pour ce type de fonction de demande à élasticité croissante, le coefficient de PTM est positif : une appréciation de la monnaie de l'exportateur ($dS_t^{ij} < 0$) entraîne une diminution du taux de marge μ_t^{ijk} qui permet à la firme de maintenir sa compétitivité-prix sur le marché j tandis qu'elle reconstitue ses marges en période de dépréciation. Un tel comportement de lissage du prix en monnaie locale se traduit par une transmission incomplète des mouvements de change aux prix, c'est-à-dire par un phénomène de *pass-through* incomplet. Dans le cas extrême où $\beta_{MC}^{ijk} = 1$, les mouvements de change sont entièrement absorbés par l'exportateur et n'ont plus aucun effet sur le prix en monnaie locale : le *pass-through* est nul. Dans ce cas, le choc de change n'affecte que le taux de marge de la firme et le risque de demande est annulé¹⁴.

Si elle est *a priori* plus rare, on ne peut pas non plus écarter définitivement la situation inverse dans laquelle l'exportateur sur-réagit aux chocs de change ($\beta_{MC}^{ijk} < 0$). Cette stratégie de PTM est optimale pour $\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} < 0$, c'est-à-dire pour une courbe de demande très concave. Dans ce cas, un choc de change négatif (appréciation de la monnaie de l'exportateur) permet à la firme d'augmenter son taux de marge car l'élasticité-prix de la demande diminue. La transmission des chocs de change aux prix en monnaie locale est alors plus que proportionnelle et les prix sont plus volatiles que le

¹⁴On notera que, dans un cadre statique, le coefficient de PTM est borné à 1. En effet, le surajustement des prix aux mouvements de change conduit à des pertes instantanées pour l'entreprise. Pour expliquer les coefficients estimés supérieurs à un, il faudra donc recourir à un modèle dynamique.

taux de change lui-même.

1.2.2 Concurrence oligopolistique

Jusqu'ici, on a supposé que la firme $(i; k)$ était en situation de monopole sur le marché j . Cependant, ce type de situation est assez rare et il est donc important d'élargir l'analyse à d'autres types de structures de marché. Dans ce paragraphe, on se situe dans un cadre de concurrence oligopolistique dans lequel la firme produit un bien différencié en monopole mais est soumise à des pressions concurrentielles de la part d'autres producteurs de biens substituables. Si le nombre total N de firmes présentes sur le marché est grand, la part de marché de la firme est suffisamment petite pour que ses décisions individuelles n'aient qu'un impact négligeable sur les variables agrégés. Dans ce cas, il n'y a pas d'interactions stratégiques entre les firmes ; on est en situation dite de concurrence monopolistique. En revanche, si la taille de l'entreprise exportatrice est suffisante, ses décisions peuvent affecter l'équilibre du marché auquel cas on parle de concurrence oligopolistique¹⁵. Dans ce qui suit, on étudie l'impact de la structure de marché et des interactions stratégiques sur les comportements de PTM à l'optimum de la firme.

Comme dans le paragraphe précédent, on suppose une technologie à rendements constants, n'utilisant que des facteurs locaux. En outre, on suppose que les firmes sont engagées dans une concurrence en prix (*Cournot competition*). Sous ces hypothèses, le prix à l'optimum de la firme est toujours le produit du coût marginal et d'un taux de

¹⁵ Quand on considère le comportement des entreprises exportatrices, l'hypothèse de concurrence oligopolistique est assez réaliste. En effet, les résultats récents sur données individuelles (Eaton, Kortum & Kramarz (2004) pour la France et Bernard, Eaton, Jensen & Kortum (2003) pour les Etats-Unis) montrent que les firmes exportatrices sont en moyenne des firmes de taille importante, qui sont donc susceptibles d'avoir un certain pouvoir de marché dans les pays où elles exportent. En outre, dans l'estimation empirique, on utilise des données sectorielles bilatérales et pas des données individuelles de sorte qu'on est obligé de supposer qu'il existe un exportateur représentatif par secteur et par pays. Pour des pays dont le poids dans les exportations mondiales est important, comme les Etats-Unis ou le Japon, l'hypothèse de concurrence oligopolistique est adaptée.

marge spécifique au marché importateur j . Cependant, ce taux de marge dépend alors de la part de la firme dans la demande totale de biens k du marché j ($\omega_t^{ijk} \equiv Q_t^{ijk} / \sum_i Q_t^{ijk}$ avec Q_t^{ijk} la quantité importée par j en provenance de i) :

$$\mu_t^{ijk} = \frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk}}, \quad \eta_t^{ijk} = \eta_t^{ijk} \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}}, Z_t^{jk} \right), \quad \omega_t^{ijk} = \omega_t^{ijk} \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}}, Z_t^{jk} \right)$$

Par analogie avec le cas du monopole, on suppose que la part de marché de la firme dépend de son prix en monnaie locale et du vecteur Z_t^{jk} de variables spécifiques au marché j (incluant la demande totale, le prix des concurrents, etc.). Dans ce cadre, les chocs de change affectent le comportement optimal de la firme par le biais de deux canaux de transmission, celui de l'élasticité-prix et celui de la part de marché.

Le coefficient de PTM (obtenu en utilisant le même raisonnement que précédemment) s'écrit¹⁶ :

$$\beta_{OC}^{ijk} = \frac{\omega^{ijk}(\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}})}{\eta^{ijk} - \omega^{ijk} + \omega^{ijk}(\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}})}$$

où $\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}} = \left. \frac{\partial \ln \omega_t^{ijk}}{\partial \ln(P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \right|_{P_t^{ijk}/S_t^{ij}=1}$

Dans ce cadre, le coefficient de PTM dépend donc non seulement de la forme de la fonction de demande mais aussi de la part de marché de la firme considérée et de sa sensibilité aux variations du prix en monnaie locale. Comme dans le cas du monopole, la sensibilité des prix à l'exportation aux variations de change augmente lorsque la courbe de demande est plus sensible aux variations de prix (i.e. $\partial \beta_{OC} / \partial \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} > 0$). C'est le cas notamment si les pressions concurrentielles sur le marché j sont intenses. Dans un

¹⁶Les notations sont les mêmes que dans le paragraphe précédent et ω^{ijk} correspond à la part de marché de la firme au point $(P_t^{ijk}/S_t^{ij}, Z_t^{jk}) = (1, 1)$. Les détails de calcul sont fournis en Annexe A.1.2.

cadre de concurrence oligopolistique on s'attend donc à observer des comportements de PTM d'autant plus marqués que le nombre de concurrents de la firme est important (N grand) et que l'élasticité de substitution entre les variétés qui entrent en compétition avec le bien k produit par le pays i est élevée.

En outre, à la différence du monopole, la firme en concurrence oligopolistique peut avoir une incitation à adopter un comportement de PTM même lorsque la courbe de demande en provenance du marché j est à élasticité constante ($\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} = 0$). En effet, la sensibilité de la part de marché de la firme à son prix en monnaie locale crée une incitation supplémentaire au *Pricing-to-Market*. Si on note η_t^{ijk*} l'élasticité croisée de la demande, définie comme la sensibilité de la demande adressée aux concurrents de la firme ($i; k$) aux variations de son prix en monnaie locale ($\eta_t^{ijk*} = \partial \ln \sum_{i' \neq i} Q_t^{i'jk} / \partial \ln(P_t^{ijk}/S_t^{ij})$), on a :

$$\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}} = -(\eta^{ijk} + \eta^{ijk*})(1 - \omega^{ijk})$$

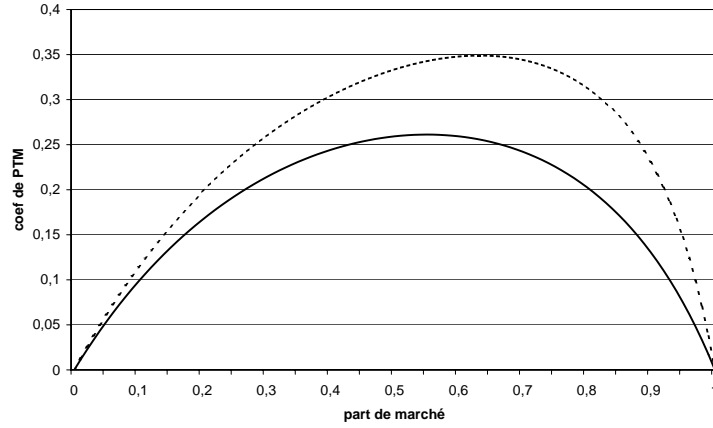
et donc, pour une courbe de demande à élasticité constante :

$$\beta_{OC}^{ijk} = \frac{\omega^{ijk}(\eta^{ijk} + \eta^{ijk*})(1 - \omega^{ijk})}{\eta^{ijk} - \omega^{ijk} + \omega^{ijk}(\eta^{ijk} + \eta^{ijk*})(1 - \omega^{ijk})}$$

Dans le cas d'un bien normal et d'une courbe de demande à élasticité constante, le coefficient de PTM de concurrence oligopolistique est donc strictement positif : quand le taux de change du pays i s'apprécie, la firme réduit son taux de marge de façon à maintenir sa part de marché. En outre, toutes choses égales par ailleurs, la part de marché adressée à la firme influence l'intensité du PTM ($\partial \beta_{OC}^{ijk} / \partial \omega^{ijk} \neq 0$). La direction de ce lien est cependant ambiguë, comme le montre le graphique 1.1¹⁷. Si on part d'une situation de concurrence monopolistique (où ω^{ijk} tend vers 0), le coefficient de PTM est

¹⁷cf. détails analytiques en Annexe A.1.2.

FIG. 1.1 – Effet de la part de marché sur l’ampleur du PTM



Hypothèses : $\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} = 0$, $\eta^{ijk*} = 0.5$
 En trait plein, $\eta^{ijk} = 3$; en pointillés, $\eta^{ijk} = 1.5$

une fonction croissante de la part de marché de la firme. En effet, une part de marché plus importante permet à la firme de fixer un taux de marge plus élevé, ce qui lui laisse un revenu marginal suffisant pour absorber les mouvements de change. En revanche, à partir d’un certain seuil (défini en Annexe A.1.2), le coefficient de PTM est décroissant car la firme a un tel pouvoir de monopole que l’impact sur sa part de marché d’une variation de son prix en monnaie locale est faible (i.e. le risque de demande est faible). Enfin, on vérifie que cette relation est sensible à la forme de la fonction de demande : le seuil à partir duquel la relation entre le coefficient de PTM et la part de marché de la firme est décroissante est plus élevé quand l’élasticité-prix de la demande est faible.

Avant de conclure cette section, il est utile de s’intéresser à un cas particulier dans lequel l’effet de la part de marché de la firme sur son comportement de PTM est particulièrement important. Il s’agit de la situation évoquée par Froot & Klemperer (1989) dans laquelle la firme est soucieuse de préserver sa part de marché du fait d’une persistance de la position de marché courante dans les périodes futures. Plus précisément, Froot &

Klemperer modélisent les stratégies de prix des exportateurs lorsque les consommateurs ont une aversion à changer leurs habitudes de consommation de telle sorte que la part de marché future de la firme est corrélée à la part acquise en première période. Sous ces hypothèses, la fonction de profit intertemporel de la firme $(i; k)$ dans un modèle à deux périodes est de la forme suivante :

$$\begin{aligned}\Pi^{ijk} &= \Pi_t^{ijk} + \lambda^{ik} \Pi_{t+1}^{ijk} \\ &= (P_t^{ijk} - Cm_t^{ik}) \omega_t^{ijk} Q_t^{jk} + \lambda^{ik} [(P_{t+1}^{ijk} - Cm_{t+1}^{ik}) \omega_t^{ijk} Q_{t+1}^{jk}]\end{aligned}$$

où λ^{ik} est le taux d'escompte de la firme, Q_t^{jk} la demande globale en biens k du pays j . Ici, on suppose pour simplifier que la part de marché de la firme à la période $t + 1$ est exactement égale à celle acquise à la période t . La maximisation du profit intertemporel de la firme conduit aux prix suivants :

$$\begin{aligned}P_t^{ijk} &= \frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk}} \left[Cm_t^{ik} - \lambda^{ik} Cm_{t+1}^{ik} \frac{\partial Q_{t+1}^{jk}}{\partial Q_t^{jk}} \frac{\omega_t^{ijk}}{\eta_{t+1}^{ijk} - \omega_t^{ijk}} \right] \\ P_{t+1}^{ijk} &= \frac{\eta_{t+1}^{ijk}}{\eta_{t+1}^{ijk} - \omega_t^{ijk}} Cm_{t+1}^{ik}\end{aligned}$$

Cette représentation dynamique du comportement de fixation des prix de la firme montre que, lorsque l'acquisition de parts de marché à la période courante a un impact positif sur la part de marché future, le prix fixé en t par la firme optimisatrice est sensible au profit futur attendu. Par rapport au cas statique décrit précédemment, la firme a un intérêt plus marqué à maintenir sa part de marché à la période courante, i.e. l'incitation au PTM est renforcée. Si la firme valorise suffisamment les profits futurs, il est même possible dans certains cas d'observer des coefficients de PTM supérieurs à l'unité, configuration impossible dans un cadre statique. En effet, si β_{OC}^{ijk} est supérieur à l'unité, la firme sur-compense l'effet du choc de change ce qui lui procure un profit négatif en

cas d'appréciation du taux de change. Néanmoins, cette stratégie peut être globalement profitable si elle lui permet d'augmenter sa part de marché courante, et future.

Cette analyse du PTM en concurrence oligopolistique montre donc qu'au-delà de la forme de la fonction de demande agrégée à laquelle l'exportateur fait face, la structure concurrentielle caractérisant le marché importateur influence également la stratégie de prix de l'exportateur donc le niveau du *pass-through*. Dans la suite, on montre que les comportements de PTM sont également sensibles à la technologie de production de la firme.

1.2.3 Rendements non constants et intrants importés

Jusqu'ici, on a supposé que seul le taux de marge était affecté par les chocs de change se répercutant sur les prix à l'importation. Cependant, on peut également envisager un impact sur les coûts de production et étudier la manière dont le producteur les répercute sur les prix à l'exportation¹⁸. Dans ce qui suit, on envisage deux cas de figure : une technologie à rendements non constants dans laquelle le coût marginal dépend du niveau de la demande (donc du prix en monnaie locale) et une technologie utilisant des facteurs de production importés.

Rendements non constants :

On suppose que le coût total de production dépend de la quantité vendue par la firme sur l'ensemble de ses marchés : $C(Q_t^{ik}) = A_t^{ik} Q_t^{ik \nu^{ik}}$ où $Q_t^{ik} (= Q_t^{ijk} + \sum_{l \neq j} Q_t^{ilk})$ est la quantité totale vendue par la firme, A_t^{ik} est une variable exogène à la firme et ν^{ik} est un paramètre mesurant les rendements de la technologie utilisée par la firme¹⁹. Dans ce

¹⁸Le canal de transmission des mouvements de change aux prix par le biais du coût marginal de production est discuté notamment par Mumtaz et al. (2006). Devereux, Engel & Storgaard (2004) soulignent également l'importance de la corrélation des taux de change et des coûts marginaux pour expliquer le *pass-through* incomplet dans un cadre d'équilibre général.

¹⁹Pour $\nu^{ik} = 1$, on se ramène au cas décrit dans le paragraphe 1.2.1.

cas, le coût marginal s'écrit :

$$Cm_t^{ik} = B_t^{ik} Q_t^{ik \nu^{ik} - 1}$$

avec B_t^{ik} une fonction du prix des facteurs locaux. Dès lors que la quantité vendue sur le marché j est sensible aux variations de prix en monnaie locale, le coût marginal est donc affecté par les variations du taux de change S_t^{ij} . En intégrant ce nouveau canal de transmission des mouvements de change aux prix dans le cas le plus simple du monopole confronté à une courbe de demande à élasticité constante ($\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} = 0$), on trouve que le coefficient de PTM²⁰ s'écrit :

$$\beta_{RNC} = \frac{-(\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{Q^{ik}}}{(\eta^{ijk} - 1) - (\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{Q^{ik}}}$$

où $\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{Q^{ik}} = \left. \frac{\partial \ln Q_t^{ik}}{\partial \ln(P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \right|_{P_t^{ijk}/S_t^{ij}=1}$

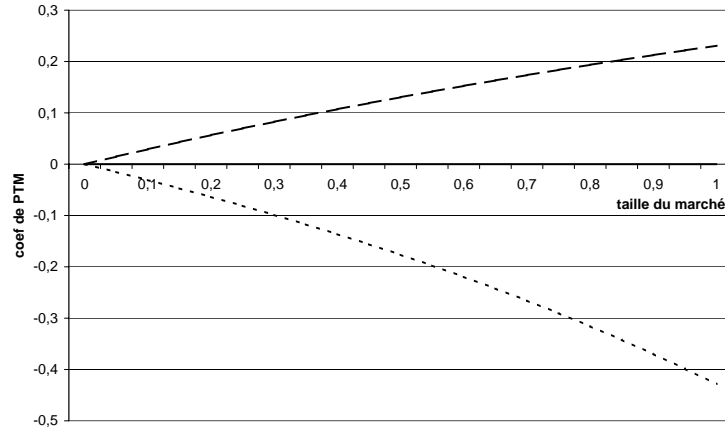
Si on note ς_t^{ijk} la part du marché j dans les exportations en volume de l'exportateur $(i; k)$, l'élasticité de la quantité totale de ses exportations aux variations du prix sur le marché j s'écrit :

$$\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{Q^{ik}} = -\eta^{ijk} \varsigma^{ijk}$$

Dans ce cadre, le coefficient de PTM dépend donc de la forme de la fonction de demande sur le marché j mais aussi de la technologie de production qui détermine la

²⁰Quand on considère l'impact des mouvements de change sur le coût marginal de production, on ne peut pas à proprement parler de *Pricing-to-Market*, terme qui se rapporte à une stratégie de discrimination en prix par laquelle le producteur ajuste son **taux de marge** au marché importateur. Cependant, dans la mesure où il est parfois difficile de différencier dans les données les variations de prix dues à des ajustements du taux de marge et du coût marginal, l'analyse du canal de transmission par les coûts de production reste intéressante. En outre, sous certaines hypothèses, le producteur peut choisir de ne pas répercuter intégralement les variations de son coût marginal auquel cas le choc de change aura un impact à la fois sur le coût de production et sur le taux de marge optimal.

FIG. 1.2 – Effet de la taille du marché importateur sur l’ampleur du PTM



Hypothèses : $\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} = 0$, $\eta^{ijk} = 1.5$
 En trait plein, $\nu^{ik} = 1$ (rendements constants) ; en pointillés, $\nu^{ik} = 0.8$ (rendements croissants) ; en tirets, $\nu^{ik} = 1.2$ (rendements décroissants).

sensibilité du coût marginal aux variations du taux de change. Lorsque les rendements sont décroissants ($\nu^{ik} > 1$), le coefficient de PTM est positif. Au contraire, pour des rendements croissants, on peut avoir β_{RNC} négatif auquel cas une appréciation de la monnaie de l’exportateur conduit à une augmentation de son prix à l’exportation du fait d’une hausse de son coût marginal de production. En outre, le coefficient de PTM est alors d’autant plus élevé (en valeur absolue) que la part du marché j dans les ventes de l’exportateur ($i; k$) est importante, puisqu’alors la sensibilité du coût marginal aux variations du prix sur le marché j augmente (cf. graphique 1.2)²¹.

Intrants importés :

Les fluctuations de change peuvent également impacter le coût marginal de production de l’exportateur par le biais du prix des biens intermédiaires importés. En particulier, si

²¹Bacchetta & van Wincoop (2005) discutent le rôle de la taille du marché de destination dans un modèle de choix de la monnaie de tarification des exportations en situation d’incertitude sur le niveau du taux de change et de rigidité des prix.

la firme $(i; k)$ utilise des biens intermédiaires produits dans le pays j , son coût marginal est sensible aux mouvements du taux de change S_t^{ij} . Pour le montrer, on isole cet effet en repartant du cas du monopole confronté à une demande à élasticité constante. On suppose que le coût marginal de production dépend d'un certain nombre de spécificités locales résumées dans un vecteur W_t^{ik} (qui contient le niveau des salaires locaux, le coût du capital, etc.) et du prix des intrants importés en provenance du pays j . Si les entreprises du pays j fixent le prix des biens intermédiaires en PCP et ont la possibilité elles-mêmes d'adopter une stratégie de PTM, le coût marginal de production dépend du taux de change :

$$Cm_t^{ik} = Cm_t^{ik}(P_t^{jiI} S_t^{ij}, W_t^{ik})$$

avec P_t^{jiI} le prix des intrants importés, en monnaie de l'exportateur (j).

Sous ces hypothèses, le coefficient de PTM s'écrit²² :

$$\begin{aligned} \beta_{II}^{ijk} &= \xi_{P^{jiI} S^{ij}}^{cm^{ik}} (1 + \beta^{jiI}) \\ \text{où} \quad \xi_{P^{jiI} S^{ij}}^{cm^{ik}} &\equiv \left. \frac{\partial \ln Cm_t^{ik}}{\partial \ln(P_t^{jiI} S_t^{ij})} \right|_{P_t^{jiI} S_t^{ij}=1} \\ \text{et} \quad \beta^{jiI} &= \frac{\partial \ln P_t^{jiI}}{\partial \ln S_t^{ij}} \end{aligned}$$

On vérifie alors que le coefficient de PTM choisi par la firme exportatrice $(i; k)$ dépend de la sensibilité de son coût marginal au prix des biens intermédiaires importés et du comportement de PTM des producteurs de biens intermédiaires localisés dans le pays étranger. En particulier, si ces derniers pratiquent eux-mêmes le *Pricing-to-Market*, β^{jiI} est négatif et l'effet du choc de change sur le coût marginal de production est moins que proportionnel. Dans ce cas, les prix à l'exportation sont moins sensibles aux variations de change que ce à quoi on s'attendrait au regard de l'intensité factorielle en biens

²²cf. détails en Annexe A.1.4.

intermédiaires importés. En effet, les producteurs de biens intermédiaires absorbent une partie du choc de change dans leurs marges, ce qui permet *in fine* de lisser l'effet du change sur les prix à la consommation du produit final.

1.2.4 Résumé

Cette analyse des comportements de fixation des prix dans un cadre de segmentation des marchés avec fluctuations des taux de change nominaux montre qu'au niveau du produit, les comportements de *Pricing-to-Market* (donc le degré de *pass-through*) sont influencés par de nombreux facteurs microéconomiques. Dans un cadre statique, les stratégies de PTM peuvent être considérées comme un arbitrage des firmes exportatrices entre un risque de demande et un risque de marge. Si la firme n'ajuste pas son taux de marge aux variations de change, celles-ci sont répercutées sur les prix de vente en monnaie du pays importateur et entraînent une modification du niveau de la demande. Au contraire, si la firme choisit de maintenir les prix en monnaie locale, les fluctuations de change modifient sa marge *ex-post*. Cette représentation de la réaction stratégique aux variations de change est valable que la firme fixe ses prix dans sa propre monnaie ou directement en monnaie de l'importateur.

Cet arbitrage conduit à un *pass-through* qui varie entre 0 et 1, la part des fluctuations de change absorbée par la firme étant fonction du risque de demande perçu : plus la demande du pays étranger est sensible aux variations de prix en monnaie locale, plus la firme est incitée à lisser l'effet sur les prix des variations de change en ajustant son taux de marge. De telles stratégies dites de PTM sont donc *a priori* plus probables en direction de marchés sur lesquels les pressions concurrentielles sont renforcées par la forte substituabilité des produits vendus ou le grand nombre de concurrents locaux.

En outre, la réaction des firmes aux mouvements de change est influencée par la structure concurrentielle du marché sur lequel elle se positionne. Ainsi, en concurrence

oligopolistique, la volonté de la firme de maintenir sa part de marché est un motif supplémentaire la conduisant à adopter une stratégie de PTM. La relation entre l'intensité du PTM et la part de marché de la firme est cependant ambiguë. A partir d'une part de marché faible, une hausse marginale du pouvoir de monopole de la firme lui permet d'absorber une proportion plus importante des mouvements de change par des ajustements de marge, ce qui implique plus de PTM et un *pass-through* plus faible. Dans certains cas, l'exportateur peut même être amené à surcompenser l'effet direct du change sur les prix à l'importation de façon à gagner des parts de marché à l'étranger ; dans ce cas, le coefficient de PTM est supérieur à 1 et le *pass-through* négatif. Une telle stratégie est rationnelle si la firme cherche à gagner des parts de marché dans le pays importateur de façon à augmenter son pouvoir de monopole futur. En revanche, au-delà d'un certain seuil, le pouvoir de marché de la firme est tel que sa propension au lissage de l'effet du change sur les prix en monnaie locale diminue.

La technologie de production est également susceptible d'influencer la réaction des firmes aux chocs de change. Ainsi, lorsque les rendements ne sont pas constants, leur stratégie de prix dépend de la sensibilité du coût marginal à des ajustements de la demande. En effet, une hausse de celui-ci est répercutée sur le prix à l'exportation, toutes choses égales par ailleurs. Lorsque la demande n'est pas très élastique mais que le coût de production l'est, le *pass-through* peut même être plus que proportionnel, auquel cas le coefficient de PTM est négatif. De plus, l'intensité de l'ajustement dépend alors de la part du marché importateur dans les ventes de la firme exportatrice. En effet, plus le marché importateur est "grand" du point de vue de l'exportateur, plus son coût marginal est sensible à la quantité qu'il achète. Ce canal de transmission augmente la sensibilité des prix à l'exportation aux variations de la demande induite par les fluctuations du prix en monnaie locale.

Enfin, la stratégie de prix de la firme exportatrice est également sensible à l'impact

des mouvements de change sur le prix des biens intermédiaires incorporés à la production et sur le coût de transport du bien vers le pays destinataire. En effet, la fragmentation verticale des processus productifs crée un canal supplémentaire de transmission des mouvements de change aux prix du commerce puisqu'elle introduit une incertitude sur le prix des facteurs de production. Dès lors que les producteurs de biens intermédiaires ont eux-mêmes la possibilité d'adopter des stratégies de PTM, l'effet final sur les prix à l'importation dépend des stratégies de tarification de tous les producteurs intervenant à un moment donné du processus productif et de leur pouvoir de marché respectif. Cette interaction des stratégies de prix des différentes parties prenantes au processus productif est particulièrement intéressante dans le cas du commerce intra-firme. En effet, les stratégies de PTM des différentes filiales peuvent alors être considérées comme des instruments de prix de transfert permettant à la firme multinationale d'optimiser la localisation de son chiffre d'affaires. Etudier les stratégies de PTM dans le cas particulier du commerce intra-firme pourrait être une extension intéressante de ce travail, permettant de mieux comprendre certains faits stylisés concernant le phénomène de *pass-through* incomplet.

Pour conclure, cette analyse théorique des comportements de tarification des entreprises exportatrices dans un cadre de marché segmentés et d'incertitude sur le change montre que l'intensité du *pass-through* est influencée par de nombreux facteurs propres à la firme productrice (sa technologie, son pouvoir de monopole) et au marché sur lequel elle vend ses produits (intensité de la concurrence, forme de la fonction de demande, etc.). Pour comprendre la sensibilité des prix agrégés aux variations de change, il convient donc d'étudier l'impact des chocs sur les prix au niveau le plus fin possible. C'est ce qui justifie l'approche méthodologique décrite dans ce qui suit.

1.3 Stratégie empirique

1.3.1 Equation estimée

L'analyse théorique précédente suggère de mesurer la sensibilité des prix aux variations de change dans une équation expliquant le prix à l'exportation hors coûts de transport choisi par un exportateur i pour un marché national j par :

- les conditions locales de production, notamment le prix des facteurs ou la structure de la concurrence entre exportateurs du pays i , résumées dans le vecteur W_t^{ik} ,
- des variables de contrôle, spécifiques à l'importateur j et au bien k (Z_t^{jk} dans ce qui suit) : prix des concurrents, demande agrégée, etc.
- et le taux de change bilatéral utilisé pour convertir le prix à l'exportation en monnaie du pays importateur, S_t^{ij} .

Le risque de biais lié à la probable non-stationnarité des séries de taux de change²³ amène à estimer un modèle en différences premières. L'équation que l'on cherche à estimer est alors de la forme :

$$d \ln P_t^{ijk} = \alpha^{ijk} d \ln W_t^{ik} + \beta^{ijk} d \ln S_t^{ij} + \gamma^{ijk} d \ln Z_t^{jk} \quad (1.3)$$

Dans un tel modèle, le coefficient de PTM (β^{ijk}) est spécifique i) à l'exportateur i , ii) au bien k qu'il produit, iii) au marché j sur lequel il le vend. Cependant, la dimension

²³La faible fréquence des données ne permet pas de tester la non-stationnarité de ces séries puisqu'on n'a que 15 points par série de taux de change bilatéral. On se fie donc ici aux résultats de la littérature étudiant le comportement temporel du taux de change (cf. Engel (2000), Taylor & Taylor (2004)). Dans la mesure où cette question n'est pas un débat clos, une version antérieure de cette étude a également été réalisée à partir d'une équation en niveau. Les résultats, publiés en document de travail du CREST (Méjean (2004)), sont assez comparables à ceux présentés ici. La part des coefficients significatifs est cependant légèrement plus élevée ce qui peut révéler des problèmes de régressions fallacieuses dues à la non-stationnarité du taux de change. Pour cette raison, on a choisi ici de conserver une estimation en différences premières.

temporelle des données utilisées pour estimer ces coefficients n'est pas suffisante pour identifier les coefficients de PTM dans cette triple dimension. Dans ce chapitre, le choix a été fait d'axer l'analyse sur la dimension "produit" du phénomène, et d'utiliser la triple dimension (i, j, t) des données pour identifier des coefficients de PTM au niveau sectoriel le plus fin possible. L'estimation est alors faite en supposant une homogénéité des coefficients quels que soient le pays exportateur et le marché importateur²⁴ : $\beta^{ijk} = \beta^k$. Sous ces hypothèses, l'équation (1.3) peut être estimée sur chaque sous-échantillon sectoriel de la base de façon à obtenir un coefficient de PTM spécifique à chaque secteur. En comparant ces coefficients sectoriels, on peut alors identifier les sources microéconomiques expliquant l'hétérogénéité des comportements de *pass-through* au niveau désagrégé.

Pour cela, il faut mesurer les différentes variables qui entrent dans l'équation (1.3). La stratégie empirique consistant à estimer systématiquement une même équation sur un grand nombre de secteurs nécessite d'avoir une équation la plus générale possible. Or, mesurer les déterminants du coût marginal de production ou les variables spécifiques à l'importateur entrant dans le vecteur Z_t^{jk} implique de faire un certain nombre d'hypothèses sur la technologie de production et la forme de la fonction de demande, qui risquent de ne pas être adaptées à tous les secteurs considérés. Pour conserver une spécification très générale, on utilise ici la triple dimension (i, j, t) des données, l'introduction d'effets fixes dans l'équation estimée servant alors de contrôle pour un grand nombre de déterminants non observés des prix.

Plus précisément, des effets fixes (i, t) sont introduits comme variable de contrôle pour capturer les facteurs explicatifs de l'évolution des prix qui sont spécifiques à l'exportateur et à l'année considérés mais identiques quel que soit le marché importateur. Ces effets permettent de tenir compte de la plupart des variations de coûts, affectant uniformément l'ensemble de la distribution des prix à l'exportation. En particulier, le

²⁴On lèvera en partie cette hypothèse dans les estimations du chapitre suivant.

canal de transmission des mouvements de change par les coûts discuté dans le paragraphe 1.2.3 est en grande partie neutralisé au moyen des effets (i, t) . Dans le cas de rendements non constants comme dans le cas de biens intermédiaires importés, l'effet mécanique du taux de change sur le coût marginal de production est en effet identique quel que soit le pays importateur. L'avantage de cette stratégie est donc qu'elle permet d'isoler l'effet des mouvements de change sur le taux de marge optimal de la firme de leur effet mécanique sur les coûts de production. L'effet identifié peut alors être interprété en terme de discrimination en prix : dans la mesure où il est spécifique au marché j , on peut parler de *Pricing-to-Market*²⁵. Néanmoins, cette stratégie ne signifie pas que le coefficient de PTM estimé n'est pas influencé par l'impact des mouvements de change sur les coûts de production. En effet, selon la forme de la fonction de demande à laquelle il fait face sur chaque marché, l'exportateur peut décider ou non de répercuter l'intégralité de la variation du coût marginal sur ses prix de vente. Dans ce cas, on peut parler de *Pricing-to-Market* puisque la répercussion incomplète du choc de coûts est due à un ajustement du taux de marge optimal de la firme à destination du marché j .

En ce qui concerne les variables affectant l'élasticité de la demande, regroupées dans le vecteur Z_t^{jk} dans le modèle théorique, on utilise également des effets fixes. Pour des raisons techniques, on ne peut pas estimer des effets (j, t) , comme le modèle le préco-

²⁵Knetter (1989), Gagnon & Knetter (1995) ou, plus récemment, Gil-Pareja (2002) choisissent également cette stratégie d'identification de l'impact des coûts marginaux sur les prix par des effets fixes (exportateur*temps). Alternativement, Athukorala & Menon (1994) proposent d'estimer un système expliquant simultanément les prix à l'exportation et les coûts marginaux, ce qui permet une modélisation explicite de l'impact des variations du taux de change sur le coût marginal de production. En revanche, les travaux empiriques sur séries temporelles utilisent en général une mesure approximative qui ne tient pas compte de l'impact sur les coûts de production des fluctuations du taux de change : indice de prix à la production dans le pays exportateur (Anderton (2003)), mesure du coût unitaire du travail (Gross & Schmitt (2000)), *proxy* du prix des matières premières (Otani, Shiratsuka & Shirota (2003)). Dans ces estimations, l'élasticité des prix aux variations de change mesure donc à la fois les effets transitant par le coût marginal et par le taux de marge optimal.

nise²⁶. A la place, on choisit donc de restreindre la dimension de ces effets à la seule dimension “pays”. Ces effets fixes importateurs servent alors de contrôle pour l’ensemble des facteurs spécifiques au marché j affectant la croissance des prix à l’exportation de manière constante au cours de la période considérée. Cette simplification est susceptible d’introduire un biais de variables omises dans l’estimation. Néanmoins, dans la mesure où l’estimation se fait au niveau sectoriel fin, la solution alternative consistant à utiliser des variables *proxy* de la demande sectorielle agrégée ou du prix des produits concurrents obligerait également à faire un certain nombre d’hypothèses qui pourraient être tout aussi discutables²⁷.

Enfin, pour capter l’impact des autres déterminants non observés de l’évolution des prix à l’exportation, on ajoute à l’équation estimée un terme d’erreur spécifique à l’observation (i, j, t, k) , supposé *i.i.d.*²⁸.

Au final, l’équation estimée pour mesurer le coefficient de PTM spécifique au secteur k est la suivante :

$$d \ln P_t^{ijk} = f i x_t^{ik} + f i x_t^{jk} + \beta^k d \ln S_t^{ij} + \varepsilon_t^{ijk} \quad (1.4)$$

²⁶En effet, avec des effets (i, t) et (j, t) le nombre de degrés de liberté disponibles pour identifier le coefficient de PTM est insuffisant. On préfère ici privilégier les effets (i, t) au détriment des effets (j, t) car les variables incluses dans ces derniers n’ont qu’un impact indirect sur les prix tandis que les variables spécifiques à l’exportateur i , notamment les variables de coûts, ont un effet direct sur la croissance des prix.

²⁷Ainsi, pour mesurer la demande agrégée, on peut utiliser le PIB ou l’absorption du pays importateur. Cependant, une telle stratégie suppose implicitement que les chocs de demande se répercutent uniformément à tous les secteurs. De même, mesurer le prix des concurrents à ce niveau de détail n’est pas chose facile. Le tableau A.1 en Annexe A.3 présente néanmoins les résultats obtenus en ajoutant différentes variables de contrôle à l’estimation de référence du modèle estimé sur données empilées et montre que les résultats relatifs au coefficient de PTM sont globalement robustes quelle que soit la spécification. Quand on ajoute le PIB du pays importateur comme variable de contrôle, le coefficient de PTM diminue légèrement cependant.

²⁸Une partie des variables du vecteur Z_t^{jk} est ainsi captée dans le terme d’erreur. L’estimation suppose que cette composante de l’erreur n’est pas corrélée aux variables explicatives.

où fix_t^{ik} est un vecteur d'effets spécifiques à chaque triplet (i, t, k) et fix^{jk} un vecteur d'effets (j, k) . L'intérêt d'une telle spécification est sa simplicité de mise en oeuvre permettant une estimation systématique. En effet, seuls doivent être mesurés le prix à l'exportation et le taux de change bilatéral.

La méthode d'estimation utilisée est celle des moindres carrés pondérés, qui suppose que fix_t^{ik} et fix^{jk} sont des effets fixes. En effet, comme les données de commerce utilisées sont exhaustives, les effets portent sur l'ensemble des exportateurs et importateurs présents sur le marché mondial de bien k et ne peuvent être considérés de manière aléatoire²⁹. Dans la mesure où la spécification minimaliste choisie peut souffrir d'un biais de variables omises, on peut s'interroger sur le choix d'une méthode de moindres carrés ordinaires pour estimer les coefficients de PTM. Cette méthode a été privilégiée jusqu'ici du fait de la relative simplicité de sa mise en oeuvre dans le cadre d'une estimation systématique sur un grand nombre de secteurs³⁰. En outre, les MCO sont moins exigeants vis à vis des données qu'une méthode plus sophistiquée permettant de tenir compte du possible biais de variables omises. Comparer les résultats avec ceux obtenus par une méthode de moments généralisés devrait néanmoins permettre par la suite d'étudier la robustesse des résultats de ce travail³¹.

²⁹Dans une version précédente (Méjean (2004)), la méthode des moindres carrés quasi-généralisés, qui suppose que les effets sont aléatoires, était comparée à la méthode des MCO non-pondérés. En moyenne, les deux méthodes d'estimation conduisaient à des résultats assez similaires.

³⁰Le logiciel SAS, choisi pour ces estimations du fait de sa capacité à gérer des bases de données de grande taille, fournit en effet une procédure pré-programmée permettant d'estimer le modèle sans avoir à créer au préalable l'ensemble des effets fixes introduits dans l'estimation. Dans les estimations de Méjean (2004), les effets fixes étaient construits "à la main" au moyen d'une boucle, après quoi on estimait le coefficient de PTM en MCO puis en MCQG en utilisant une macro programmée à cet effet. Cependant, ces estimations ne portaient que sur un seul exportateur de telle sorte que le nombre d'effets fixes était plus limité. Avec des effets fixes (i, t) et j , les capacités de la procédure IML de SAS sont souvent insuffisantes pour utiliser une macro de ce type.

³¹Blanchard (2001) fournit pour cela une macro sous SAS permettant d'appliquer à des données de panel la méthode d'Arellano & Bond (1991).

Le schéma de pondération de ces estimations utilise l'information sur la valeur des flux bilatéraux de façon à donner plus de poids dans l'estimation aux flux importants. En effet, estimer un coefficient de PTM en ignorant la dimension géographique du coefficient théorique (i.e. supposer $\beta^{ijk} = \beta^k$, $\forall(i; j)$) revient à estimer un coefficient sectoriel “moyen” qui, pour être représentatif, doit donner plus de poids aux comportements de *pass-through* observés sur les flux bilatéraux les plus importants. L'utilisation d'une méthode d'estimation pondérée permet en outre de réduire certains problèmes spécifiques liés à l'inégale qualité des déclarations douanières utilisées pour construire les bases de données de commerce. Si on admet que la qualité des déclarations est probablement corrélée avec la taille des flux bilatéraux, l'utilisation d'une méthode de moindres carrés pondérés devrait en effet permettre de donner moins de poids dans l'estimation aux déclarations les plus sujettes à des erreurs de mesure. Enfin, cette méthode permet de résoudre les problèmes liés aux changements politiques qui modifient la définition des frontières. En effet, dans le cas d'une estimation par les MCO non-pondérés, la division d'un pays en plusieurs entités indépendantes conduit à un choc artificiel sur la pondération des flux puisque le même flux est pondéré par un facteur 1 l'année précédente le choc politique et par un facteur égal au nombre de pays créés l'année suivante. Avec une méthode de MCO pondérés, la structure de pondérations ne change pas du fait du choc politique puisque que la valeur du flux agrégé est égale à la somme des flux déclarés par les nouveaux états indépendants.

Les pondérations sont construites en s'inspirant de la méthode Tornqvist, qui permet de tenir compte de l'information sur la valeur des flux en $t - 1$ et en t , conformément à la stratégie d'estimation en différences premières :

$$w_t^{ijk} = 0.5 \left(\frac{V_{t-1}^{ijk}}{V_{t-1}^k} + \frac{V_t^{ijk}}{V_t^k} \right) \quad (1.5)$$

avec V_t^{ijk} la valeur du flux bilatéral (en dollars) et V_t^k la valeur totale des échanges de biens k au cours de l'année t .

1.3.2 Les données

Estimer l'ampleur du *pass-through* amène souvent à faire un arbitrage entre des données désagrégées dont la couverture sectorielle et géographique est limitée, ce qui réduit la portée des résultats, et des données agrégées disponibles pour plus de pays avec une dimension temporelle riche mais qui ne permettent pas d'étudier la nature microéconomique du phénomène. La littérature empirique sur le *pass-through* se compose donc de deux types d'analyses empiriques :

- des estimations sectorielles limitées à quelques produits et pays³² ou avec un degré d'agrégation qui reste élevé³³,
- des estimations sur séries temporelles d'indices de prix, qui souffrent potentiellement d'un biais d'agrégation³⁴.

Les estimations de la présente étude sont effectuées sur la base de données “*BACI*” du CEPII³⁵ qui combine une exhaustivité dans la dimension géographique et sectorielle et un niveau de désagrégation satisfaisant. En effet, la base couvre plus de 5000 produits dans la nomenclature du système harmonisé à 6 chiffres (*sh6*). Estimer l'équation (1.4) sur chacun de ces secteurs permet donc de mettre en évidence l'hétérogénéité inter-

³²Gagnon & Knetter (1995) sur 7 catégories de voitures pour les Etats-Unis, le Japon et l'Allemagne, Gil-Pareja (2002) sur 26 industries d'une nomenclature à 8 chiffres pour 7 pays européens, Takagi & Yoshida (2001) sur une vingtaine de secteurs à 9 chiffres et pour quelques pays asiatiques, Knetter (1997) sur 37 catégories de produits d'une nomenclature à 7 chiffres, limité aux exportations allemandes.

³³Campa & Minguez (2004) et Menon (1995) sur des nomenclatures à 2 chiffres, Otani et al. (2003) sur 8 catégories de produits, etc.

³⁴cf. Warmedinger (2004), Mihailov (2004) ou Campa & Goldberg (2005).

³⁵ “Base Analytique du Commerce International”. Tous les détails sur la construction de cette base sont fournis sur le site internet du CEPII, www.cepii.fr/francgraph/bdd/baci.htm.

sectorielle des comportements de PTM³⁶. Dans la mesure où on ne fait aucune sélection *ex ante* sur les secteurs considérés, les résultats couvrent néanmoins le commerce mondial de biens ce qui autorise une généralisation des résultats à l'ensemble de l'économie.

BACI est construite à partir de la base “*ComTrade*” des Nations Unies, qui centralise les données douanières de plus de 130 pays, en bilatéral. Ces données sont harmonisées par le CEPII de façon à réconcilier les déclarations des importateurs (j) et des exportateurs (i). L'exhaustivité sectorielle et géographique a pour contrepartie une dimension temporelle restreinte : les données sont annuelles et couvrent la période 1989-2003, ce qui ne laisse que 14 points pour chaque série (i, j, k) . Les estimations obtenues à partir de cette base permettent donc de mesurer le *pass-through* à un an ; on ne peut pas distinguer, comme dans les estimations sur données trimestrielles, le *pass-through* de court et de long terme³⁷. Cependant, utiliser des données annuelles permet de se libérer d'une grande partie des problèmes de rigidités des prix qui compliquent l'interprétation des résultats obtenus à partir de données trimestrielles. En effet, si on admet que les exportateurs ont la possibilité d'ajuster leurs prix dans l'année suivant le choc, le *pass-through* incomplet observé dans les estimations peut être interprété comme le reflet d'une véritable stratégie de PTM des firmes³⁸.

³⁶L'analyse de la section 1.2 suggère que le PTM devrait idéalement être estimé au niveau de la firme exportatrice. Dans la mesure où on ne dispose pas de données individuelles de commerce pour un nombre suffisant de pays, on est ici obligé de supposer qu'il existe un exportateur représentatif par secteur, qui fixe les prix P_t^{ijk} et exporte la quantité totale enregistrée dans les déclarations douanières. Cette hypothèse peut être assez gênante quand on cherche à interpréter les résultats en termes de comportements stratégiques puisqu'elle ne permet pas de tenir compte de la concurrence entre exportateurs du même pays.

³⁷Sur données agrégées trimestrielles, Campa & Goldberg (2005) ajoutent à la liste des variables explicatives de leurs estimations le taux de change retardé sur quatre trimestres. Le coefficient relatif à la variation du taux de change à la période courante est alors interprété comme le *pass-through* de court terme tandis que la somme des coefficients relatifs aux mouvements de change courant et passés correspond à ce qu'ils appellent le *pass-through* de long terme. Une méthode alternative consiste à ajouter le prix retardé dans la liste des variables explicatives (Anderton (2003)).

³⁸Au niveau sectoriel fin, il n'est pas certain que l'utilisation de données annuelles permettent de s'affranchir entièrement des problèmes de rigidité des prix. En effet, une étude récente de Cornille &

Pour chaque couple de partenaires d'un secteur donné, la base fournit la valeur (FAB) et la quantité de biens échangés au cours de l'année t . Cette information permet de reconstituer un indice de valeur unitaire par flux bilatéral qui sert dans ce qui suit de mesure des prix :

$$P_t^{ijk} \equiv \frac{V_t^{ijk}}{Q_t^{ijk}}$$

avec V_t^{ijk} la valeur du flux en dollars et Q_t^{ijk} la quantité échangée (en tonnes)³⁹. L'utilisation de données FAB signifie qu'on mesure le prix hors coûts de transport ce qui est cohérent avec le modèle théorique dans lequel la composante du prix relative aux coûts n'est en général pas spécifique au pays importateur j . L'existence de coûts à l'échange peut néanmoins affecter l'estimation du coefficient de PTM si ces derniers sont sensibles aux variations de change (cf. démonstration en Annexe A.1.1)⁴⁰.

L'approximation des prix par les valeurs unitaires introduit une erreur de mesure qui peut être importante (Kravis & Lipsey (1974)). Pour autant, cette erreur ne devrait pas biaiser l'estimation, et ce pour plusieurs raisons. Tout d'abord, les valeurs unitaires sont utilisées en tant que variable dépendante dans l'estimation. Or, les erreurs de mesure ne posent de problème sur le plan économétrique que quand elles concernent des variables explicatives, qui risquent alors d'être corrélées avec le résidu de l'estimation. De plus, les effets fixes permettent de capter une partie de l'erreur de mesure. Ainsi, les effets (i, t, k) servent de contrôle pour des erreurs spécifiques à un exportateur et une période donnée. Par exemple, un exportateur qui produit des biens dont la qualité s'améliore au cours du temps vend sa production à un prix de plus en plus élevé, ce qui se traduit par

Dossche (2006) réalisée sur des données individuelles de prix à la production montre que, si la durée de vie médiane des prix est de sept mois, les vitesses d'ajustement sont très hétérogènes d'un produit à l'autre et peuvent aller jusque 20 mois pour certains biens de consommation.

³⁹Ces valeurs unitaires sont donc en dollars. Néanmoins, dans la mesure où des effets fixes (i, t) sont introduits dans l'estimation, il est inutile de convertir ces séries de prix dans la monnaie de l'exportateur.

⁴⁰L'impact des coûts à l'échange sur les stratégies de prix est discuté notamment par Atkeson & Burstein (2006).

une croissance des effets (i, t, k) estimés. Les effets fixes (j, k) captent quant à eux des erreurs de mesure spécifiques à l'importateur j , comme une augmentation tendancielle de la qualité des biens que le pays importe. Enfin, l'erreur de mesure spécifique à la paire de partenaires (i, j, k) est capturée par le terme ε_t^{ijk} . Néanmoins, pour éviter que cette erreur résiduelle ne soit trop importante et ne réduise le pouvoir explicatif de l'estimation, on ne conserve dans ce qui suit que les coefficients de PTM estimés sur plus de 500 observations. Cette sélection implique que chaque panel est composé d'au moins 20 relations bilatérales, ce qui limite les problèmes d'hétéroscédasticité liés à l'erreur de mesure des prix⁴¹.

Une des variantes des estimations présentées dans ce qui suit utilise comme variable expliquée non plus les prix sectoriels (P_t^{ijk}) mais les prix agrégés (\bar{P}_t^{ij}) . Ces derniers sont calculés comme la médiane des valeurs unitaires sectorielles, pondérées en utilisant la méthode de Tornqvist définie dans l'équation (1.5)⁴².

Le modèle précédent suggère d'utiliser le taux de change nominal comme variable explicative des prix à l'exportation. Cependant, la littérature empirique sur le *pass-through* (notamment Takagi & Yoshida (2001), Gil-Pareja (2003), Parsley (2004) ou Athukorala & Menon (1994)) utilise très souvent le taux de change réel de façon à capturer des variations de change "pures", qui ne sont pas dues à des ajustements du taux de change nominal à l'inflation sur les marchés i et j . On utilise donc comme mesure de S_t^{ij} le taux de change réel bilatéral, construit à partir de données d'indices de prix à la consommation de la Banque Mondiale (Source : *World Bank, World Development*

⁴¹Dans les estimations de Méjean (2004), la matrice de variance-covariance de White est calculée pour tenir compte de l'éventuelle hétéroscédasticité des erreurs. Ici, ce calcul n'a pas été fait car il n'est pas évident de trouver la forme de cette matrice dans le cas d'une estimation pondérée.

⁴²cf. Diewert (1976) pour une application de la méthode de Tornqvist à la théorie des indices. La médiane est préférée à la moyenne comme indicateur agrégé des prix car elle est moins sensible aux points aberrants qui peuvent caractériser les distributions des valeurs unitaires. cf. Smith (2004) pour une comparaison des indices de prix obtenus par des calculs de moyenne ou de médiane pondérées.

Indicators). Dans le cadre de notre estimation, l'avantage du taux de change réel sur le taux de change nominal est qu'il permet de tenir compte de l'impact du niveau général des prix dans le pays importateur, qui devrait théoriquement être pris en compte dans le vecteur Z_t^{jk} , sans pour autant réduire le nombre de degrés de liberté disponibles pour identifier le coefficient de PTM⁴³. Pour s'assurer de la robustesse des résultats, les estimations sont également faites en utilisant le taux de change nominal, sans impact majeur sur les principaux résultats (cf. les statistiques descriptives du tableau 1.2). Conformément au modèle théorique de la section précédente, cette série est définie de telle sorte qu'une augmentation du taux de change réel correspond à une dépréciation de la monnaie de l'exportateur. Enfin, les épisodes de très forte volatilité du change - définis comme des années où la croissance du taux de change nominal dépasse les 50% en valeur absolue - ont été supprimés de l'échantillon. En effet, les comportements de *pass-through* sont susceptibles d'être assez différents des comportements usuels lors de tels chocs de change (Burstein, Eichenbaum & Rebelo (2005)).

Estimer les coefficients de PTM au niveau sectoriel permet d'étudier deux problématiques de la littérature empirique sur le *pass-through*. La première concerne le biais d'agrégation des estimations : si on admet, comme le suggère l'analyse de la section 1.2, que le *pass-through* incomplet résulte de comportements stratégiques de PTM de la part des firmes exportatrices, on peut s'interroger sur l'exactitude des estimations négligeant les écarts inter-sectoriels de PTM. Dans la section 1.4, différentes estimations du coefficient agrégé de PTM sont donc comparées pour mettre en évidence un éventuel biais d'agrégation. Le deuxième avantage de la méthode empirique de ce chapitre est qu'elle permet de mettre en évidence des écarts inter-sectoriels de PTM. Dans la section

⁴³Il faut noter que, si on utilisait des effets fixes (j, t) comme le modèle le suggère, plutôt que de se contenter d'effets fixes j , les résultats obtenus avec le taux de change réel ou le taux de change nominal seraient exactement les mêmes.

1.5, l'ampleur de cette hétérogénéité est étudiée au regard des intuitions théoriques du paragraphe 1.2 permettant de rationaliser de tels écarts.

1.4 Estimation sectorielle et biais d'agrégation

Le modèle théorique de la section 1.2 suggère que les stratégies de PTM sont influencées par des caractéristiques sectorielles telles que la forme de la fonction de demande ou le degré de concurrence sur le marché. Pourtant, la plupart de estimations empiriques du *pass-through* utilisent des données agrégées et supposent donc implicitement une homogénéité des coefficients de PTM quel que soit le secteur considéré (i.e. $\beta^k = \beta, \forall k$). Comme le montrent Mumtaz et al. (2006), cette hypothèse peut conduire à un biais d'agrégation, notamment lorsque la spécification estimée utilise un modèle de panel dynamique⁴⁴. Dans ce qui suit, on utilise la dimension sectorielle des données pour étudier l'ampleur du biais d'agrégation. On donne d'abord les intuitions théoriques concernant le biais d'agrégation dans la section 1.4.1, avant d'aborder cette question du point de vue empirique.

1.4.1 Eléments théoriques

Quand on dispose comme ici de données désagrégées, l'estimation de l'ampleur des stratégies de PTM au niveau global peut se faire de plusieurs manières. La première consiste à estimer le PTM au niveau sectoriel et à calculer ensuite la moyenne des coefficients estimés ; c'est ce que Pesaran & Smith (1995) appellent le “*Mean Group*

⁴⁴Les arguments de Mumtaz et al. (2006) sont basés sur l'étude de Pesaran & Smith (1995) concernant le biais d'agrégation dans les modèles dynamiques de panel hétérogène.

Estimator” :

$$\begin{aligned} d \ln P_t^{ijk} &= \alpha^k d \ln W_t^{ik} + \beta^k d \ln S_t^{ij} + \gamma^k d \ln Z_t^{jk} + \varepsilon_t^{ijk} \\ \hat{\beta}^{MG} &= \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \hat{\beta}^k \end{aligned}$$

En présence d’hétérogénéité des coefficients sectoriels, cet estimateur est robuste et non-biaisé, y compris dans un modèle de panel dynamique. Cependant, l’agrégation des coefficients sectoriels par un calcul de moyenne simple ne permet pas de tenir compte de la structure du panier de biens échangés : elle donne autant de poids à tous les secteurs de biens échangés, quel que soit leur degré d’ouverture au commerce international. La solution alternative pour tenir compte des effets de composition consiste à calculer la moyenne pondérée des coefficients sectoriels (“*Weighted Mean Group Estimator*” dans ce qui suit).

Cependant, le calcul du “*Mean Group Estimator*” est assez lourd puisqu’il nécessite d’estimer autant de coefficients que de secteurs dans la nomenclature considérée (plus de 4000 coefficients dans le cas présent). En outre, il peut conduire à des estimations peu précises pour des secteurs pour lesquels le nombre d’observations est faible. Une solution alternative, qui utilise également l’information sur les flux de commerce au niveau le plus fin, consiste à empiler l’ensemble des données sectorielles pour calculer le “*Pooled Estimator*”. Celui-ci est basé sur la spécification suivante et utilise une méthode de moindres carrés, pondérés ou non :

$$d \ln P_t^{ijk} = \alpha d \ln W_t^{ik} + \beta^P d \ln S_t^{ij} + \gamma d \ln Z_t^{jk} + v_t^{ijk}$$

Enfin, le coefficient peut également être estimé sur des séries calculées de prix agrégés,

en utilisant la spécification suivante :

$$d \ln \bar{P}_t^{ij} = \alpha d \ln \bar{W}_t^i + \beta^{Ag} d \ln S_t^{ij} + \gamma d \ln \bar{Z}_t^j + \bar{v}_t^{ij}$$

où \bar{P}_t^{ij} est ici calculé comme la médiane pondérée des valeurs unitaires sectorielles.

Comme le montrent Pesaran & Smith, l'estimation sur données empilées comme l'estimation agrégée fournissent une mesure biaisée du coefficient de PTM. En effet, négliger l'hétérogénéité inter-sectorielle des coefficients de PTM conduit à une corrélation entre le taux de change et le résidu de l'estimation. Pour le montrer, on suppose que l'hétérogénéité est de la forme suivante : $\beta^k = \beta + \epsilon^k$ avec ϵ^k une variable aléatoire centrée. Si on néglige l'hétérogénéité de l'élasticité des prix aux variations du coût marginal ou de la demande ($\alpha^k = \alpha$, $\forall k$ et $\gamma^k = \gamma$, $\forall k$), les résidus des estimations sur données empilées ou agrégées s'écrivent respectivement : $v_t^{ijk} = \varepsilon_t^{ijk} + \epsilon^k d \ln S_t^{ij}$ et $\bar{v}_t^{ij} = \bar{\varepsilon}_t^{ij} + \epsilon^k d \ln S_t^{ij}$ (avec $\bar{\varepsilon}_t^{ij}$ la médiane pondérée des résidus ε_t^{ijk}). Les résidus de ces estimations sont donc corrélés avec la variable explicative. De plus, si $d \ln S_t^{ij}$ est auto-corrélé, l'estimation par les MCO de β^P et β^{Ag} est biaisée et non-robuste. Enfin, on vérifie qu'une méthode de variables instrumentales ne permet pas de régler ce problème puisque toute variable corrélée avec le taux de croissance du taux de change est aussi corrélée avec le résidu.

A partir du moment où on utilise des données agrégeant les flux d'exportation de différentes entreprises, on peut suspecter l'existence d'un biais d'agrégation. Théoriquement, la taille de celui-ci dépend alors de l'hétérogénéité sous-jacente (i.e. de la variance de ϵ^k) : le biais devrait donc croître avec le degré d'agrégation des données. En outre, les estimations qui modélisent la dynamique des ajustements de prix en introduisant des retards dans la liste des régresseurs⁴⁵ introduisent un biais d'agrégation supplémentaire

⁴⁵C'est le cas de la plupart des estimations agrégées du *pass-through* qui utilisent des données trimestrielles ou mensuelles et sont donc confrontées au problème de rigidité à court terme des prix. Anderton (2003), Warmedinger (2004) ou Bailliu & Fujii (2004) ajoutent ainsi à la liste des régresseurs la variable

puisque à la fois les coefficients de court et de long terme sont corrélés au résidu. Mumtaz et al. (2006) montrent ainsi que le biais d'agrégation est significativement plus élevé dans l'estimation du coefficient de *pass-through* de long terme qu'à court terme.

Le risque de biais d'agrégation justifie donc la stratégie empirique de ce chapitre qui utilise les données au niveau sectoriel le plus fin possible, à une périodicité annuelle permettant de négliger les questions de rigidité des prix à court terme. Il faut cependant noter que ces estimations ne sont pas pour autant exemptes d'imperfections puisque les données sectorielles négligent l'hétérogénéité des comportements de PTM entre firmes de chaque secteur. En outre, la méthode ne tient compte ni des écarts de stratégies des différents pays exportateurs ($\beta^i = \beta, \forall i$), ni de la différenciation des comportements à destination des marchés importateurs ($\beta^j = \beta, \forall j$). Pour ces raisons, il est utile de se faire une idée de l'ampleur du biais d'agrégation introduit dans ce type d'estimations.

1.4.2 Résultats empiriques

Le tableau 1.1 permet de comparer les coefficients de PTM agrégés obtenus en utilisant les différentes méthodes d'estimation décrites dans la section précédente : les deux premières lignes fournissent les moyennes (pondérées et non-pondérées) des coefficients estimés au niveau *sh6*, les deux lignes suivantes correspondent aux résultats de l'estimation sur données sectorielles empilées, les deux dernières lignes donnent enfin les résultats des estimations obtenues à partir des indices de prix agrégés. Les spécifications sur données empilées et agrégées sont estimées par une méthode de moindres carrés non pondérés puis en pondérant les observations par la valeur des flux bilatéraux. Dans la quatrième colonne intitulée "TCN", les résultats correspondent à une spécification utilisant le taux de change nominal comme variable dépendante tandis que le régresseur

expliquée retardée. Campa & Goldberg (2005) estiment quant à eux l'effet sur les prix des variations présente et passées du taux de change.

est le taux de change réel dans la cinquième colonne (“TCR”). Dans la sixième colonne (“TCR+PIB”), on donne les résultats d’une estimation dont les variables explicatives sont les effets fixes, le taux de change réel et le PIB du pays importateur (Source : *World Development Indicators, Banque Mondiale*). Enfin, les colonnes 7 et 8 (“TCR+LAG”) correspondent à un modèle dynamique de la forme :

$$d \ln P_t^{ijk} = fix_t^{ik} + fix^{jk} + \beta^k d \ln S_t^{ij} + \gamma^k d \ln P_{t-1}^{ijk} + \varepsilon_t^{ijk}$$

dans lequel le PTM de court terme correspond au coefficient β^k tandis que le coefficient de long terme est calculé en utilisant la formule : $\beta_{LT}^k = \beta^k / (1 - \gamma^k)$. Même si on utilise des données annuelles pour lesquelles les problèmes de rigidité des prix ne se posent pas avec la même intensité que dans des bases de données trimestrielles ou mensuelles, il est en effet intéressant d’étudier la question du biais d’agrégation dans le cadre d’un modèle dynamique.

Dans la troisième colonne, la liste des effets fixes utilisés comme approximation des variations du coût marginal et des variables de demande montre que le coefficient de PTM n’est pas le seul à souffrir d’un biais d’agrégation lorsqu’on estime le modèle sur données empilées ou agrégées. Avec ces deux méthodes d’estimation en effet, les effets fixes n’ont pas de dimension sectorielle du fait d’une contrainte technique sur le nombre de coefficients à estimer. On suppose donc implicitement que les chocs de demande et de coûts sont les mêmes quel que soit le secteur considéré. Cette hypothèse est évidemment forte et introduit une source supplémentaire de biais dans l’estimation du coefficient de PTM si les chocs sectoriels de coûts ou de demande sont corrélés avec la variable de taux de change. Dans la mesure où on ne connaît pas la direction de cette corrélation, le sens du biais d’estimation est cependant difficile à prévoir théoriquement.

Quelle que soit la spécification et la méthode d’estimation, les résultats sont concor-

TAB. 1.1 – Comparaison des coefficients de PTM agrégés. Sensibilité à la méthode d’estimation

Méthode d’estimation	Variable expliquée	Effets fixes	Variable explicative				
			TCN	TCR	TCR + PIB	TCR+LAG CT	LT
$\hat{\beta}^{MG}$, non pondéré	$d \ln P_t^{ijk}$	i*t*k, j*k	.187	.173	.169	.192	.143
$\hat{\beta}^{MG}$, pondéré	$d \ln P_t^{ijk}$	i*t*k, j*k	.158	.131	.131	.123	.094
$\hat{\beta}^P$, non pondéré	$d \ln P_t^{ijk}$	i*t, j	.158 ^a	.126 ^a	.117 ^a	.155 ^a	.113 ^a
$\hat{\beta}^P$, pondéré	$d \ln P_t^{ijk}$	i*t, j	.150 ^a	.133 ^a	.131 ^a	.131 ^a	.103 ^a
$\hat{\beta}^{Ag}$, non pondéré	$d \ln \bar{P}_t^{ij}$	i*t, j	.155 ^a	.174 ^a	.108 ^a	.159 ^a	.131 ^a
$\hat{\beta}^{Ag}$, pondéré	$d \ln \bar{P}_t^{ij}$	i*t, j	.162 ^a	.139 ^a	.200 ^a	.210 ^a	.189 ^a
Coefficient de variation			.081	.149	.245	.210	.268

Note : ^a signifie que le coefficient est significatif au seuil de 1%. TCN = Taux de change nominal, TCR = Taux de change réel, LAG = Prix retardés (en différences premières), CT = Court Terme, LT = Long Terme

dants avec le modèle théorique et la littérature empirique sur le *pass-through*. L’estimation robuste, par la méthode du “*Mean Group Estimator*”, suggère que l’élasticité moyenne des prix à l’exportation aux variations de change est significative et comprise entre 14 et 20% selon la spécification choisie. En terme de *pass-through*, ces estimations signifient qu’au bout d’un an, la transmission des mouvements de change aux prix en monnaie locale n’est que de 80 à 85%, le reste étant absorbé dans les marges des exportateurs. Enfin, l’estimation du modèle dynamique suggère que le *pass-through* est plus élevé à long terme qu’à court terme ($\hat{\beta}_{LT}^{MG} < \hat{\beta}_{CT}^{MG}$).

La comparaison des colonnes “TCN” et “TCR” montre que le coefficient estimé en utilisant le taux de change réel comme variable explicative est en général plus faible que celui obtenu avec le taux de change nominal : le fait de ne pas tenir compte de l’impact du niveau des prix agrégés du marché importateur conduit à surestimer les comportements de PTM. Au contraire, le fait de contrôler pour le niveau du PIB du pays importateur

réduit le coefficient de PTM dans cinq cas sur six.

Ces résultats suggèrent que le biais d'agrégation est négatif mais faible. En effet, le coefficient obtenu par la méthode du “*Mean Group Estimator*” non pondéré, qui est la méthode préconisée par Pesaran & Smith (1995), est systématiquement plus élevé que celui obtenu sur les données empilées ou agrégées avec une méthode non pondérée. Selon la spécification, l'ampleur du biais varie entre 0 et 30%. Il est maximum dans la spécification utilisant le PIB du pays importateur comme variable de contrôle : la méthode sur données empilées (respectivement agrégées) sous-estime alors le coefficient de PTM de 31% (36%). Ce résultat signifie que l'hypothèse d'homogénéité de l'impact du PIB sur le taux de croissance des prix renforce le biais d'agrégation dans l'estimation du PTM. En revanche, l'utilisation de méthodes d'estimation pondérées conduit à des résultats plus ambigus concernant la direction et l'ampleur du biais d'agrégation.

Enfin, la sensibilité des résultats à la méthode d'estimation est particulièrement prononcée dans la régression dynamique, notamment pour l'estimation du PTM de long terme. Ce résultat est cohérent avec l'analyse théorique du biais d'agrégation de Pesaran & Smith (1995) et avec les estimations de Mumtaz et al. (2006).

Pour résumer, les résultats suggèrent que le biais d'agrégation dans les estimations du PTM est en général négatif. Dans un modèle statique, notamment si on ne tient pas compte de l'impact sur les prix des chocs de demande agrégés, ce biais est cependant limité (autour de 20% dans la régression de référence utilisant le taux de change réel comme variable explicative). Dans un cadre statique, on peut donc approximer de manière satisfaisante le coefficient de PTM en empilant les données sectorielles ou en utilisant des prix agrégés. Dans le paragraphe suivant, on utilise donc alternativement la méthode sectorielle ou la méthode sur données empilées pour mettre en évidence et expliquer l'hétérogénéité des coefficients de PTM spécifiques à chaque produit.

1.5 Hétérogénéité inter-sectorielle du *pass-through*

L'analyse théorique de la section 1.2 a montré que de nombreux facteurs microéconomiques sont susceptibles d'influencer les comportements de *pass-through*. Dans cette section, on exploite le caractère désagrégé des données pour étudier l'ampleur de l'hétérogénéité inter-sectorielle des coefficients de PTM et tenter de l'expliquer en utilisant ces intuitions théoriques.

1.5.1 Ampleur de l'hétérogénéité

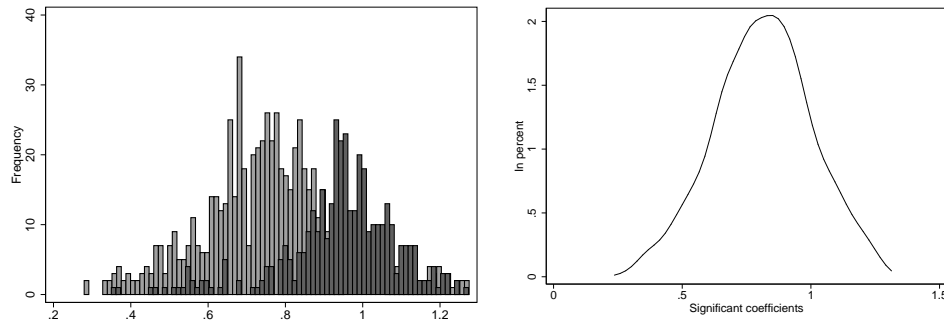
L'estimation de l'équation (1.4) au niveau sectoriel *sh6*, sur les échantillons de plus de 500 observations, permet d'obtenir une distribution de 4434 coefficients sectoriels de PTM ($\hat{\beta}^k$). Les principaux moments de ces distributions sont donnés dans le tableau 1.2, qui compare les résultats obtenus quand on utilise comme variable explicative le taux de change réel (TCR) et le taux de change nominal (TCN) ainsi que quand on ajoute le PIB du pays importateur en variable de contrôle supplémentaire.

TAB. 1.2 – Coefficients de PTM estimés au niveau *sh6*, statistiques descriptives

	Moyenne		Quartile inférieur		Médiane		Quartile supérieur	
	Non pond.	Pondérée*	Non pond.	Pondéré*	Non pond.	Pondérée*	Non pond.	Pondérée*
$\hat{\beta}^k$, TCR	0.173	0.131	-0.024	-0.001	0.187	0.173	0.340	0.342
$\hat{\beta}^k$, TCN	0.187	0.158	-0.008	0.013	0.196	0.192	0.392	0.365
$\hat{\beta}^k$, TCR+PIB	0.169	0.131	-0.028	-0.012	0.185	0.168	0.392	0.351
Nb.Obs.	4434							
Période	1990-2003							

* Le schéma de pondération est basé sur la valeur totale des flux composant le sous-échantillon sectoriel utilisé pour estimer chaque coefficient de PTM : $w^k = V^k / \sum_k V_k$ avec V^k la valeur totale des flux relatifs au secteur k pendant la période d'estimation.

FIG. 1.3 – Distribution des coefficients significatifs et non significatifs



Sur le graphique de gauche : Coefficients significatifs (au seuil de 5 %) en gris foncé, coefficients non significatifs en gris clair.

Sur le graphique de droite : Distribution des coefficients significatifs au seuil de 5% (sauf 5% des valeurs à chaque queue de distribution).

Ces statistiques sont sensibles à la pondération utilisée pour agréger les coefficients sectoriels : la moyenne et la médiane non pondérées sont plus élevées que lorsqu'on pondère les coefficients $\hat{\beta}^k$ par la valeur des flux de chaque secteur. En moyenne, le coefficient de *pricing-to-market* est donc plus faible dans les secteurs les plus ouverts au commerce international. En revanche, les résultats sont assez similaires d'une spécification à l'autre. La distribution des coefficients est néanmoins légèrement décalée vers la droite dans l'estimation utilisant le taux de change nominal. Dans la mesure où ces écarts ne sont pas très marqués, on ne commentera plus dans ce qui suit que les résultats obtenus dans la régression utilisant comme variables explicatives les effets fixes et le taux de change réel.

Les moments de la distribution des coefficients estimés mettent en évidence la forte hétérogénéité inter-sectorielle des comportements de PTM. Cette hétérogénéité porte à la fois sur la significativité des coefficients et sur les résultats en niveau, comme le montrent les graphiques de la Figure 1.3. En effet, plus de 50% des coefficients sont non significatifs au seuil de 5% (et encore 47% à 10%), *i.e.* le prix à l'exportation est insensible aux

mouvements de change dans un secteur sur deux. Une fois que ces coefficients nuls sont supprimés, la distribution est clairement concentrée sur des valeurs positives, compatibles avec des comportements de lissage de l'impact des mouvements de change sur les prix en monnaie locale (*pass-through* incomplet). Le coefficient significatif médian, calculé en tenant compte du poids de chaque secteur dans le commerce, est alors de 30% ce qui correspond à une élasticité de *pass-through* de 0.7. De plus, l'hypothèse de *pass-through* nul ($H_0 : \hat{\beta}^k = 1$) ne peut être rejetée pour 308 des 4434 produits considérés tandis que dans 43 secteurs, le coefficient de PTM est significativement supérieur à 1. En termes économiques, ces résultats suggèrent donc que la moitié environ des producteurs choisissent une stratégie de *pass-through* complet et laissent les prix en monnaie locale s'ajuster aux chocs de change. En revanche, 50% des producteurs ont une stratégie de PTM conduisant à du *pass-through* incomplet et absorbent, en moyenne, 30% des mouvements de change par des ajustements de marge⁴⁶. Enfin, un peu moins de 1% des exportateurs sur-réagissent aux mouvements de change de façon à profiter de ces fluctuations pour gagner des parts de marché à l'étranger.

Même quand on tient compte de cette dichotomie comportementale et qu'on exclut les secteurs caractérisés par un *pass-through* complet ($\hat{\beta}^k = 0$), l'hétérogénéité intersectorielle est encore importante (graphique de droite de la Figure 1.3). En effet, l'intervalle interquartile $[\cdot 20; \cdot 55]$ montre que l'ampleur des ajustements de marge aux mouvements de change est très variable. En outre, le Tableau A.2 en Annexe, qui fournit les coefficients pour lesquels l'hypothèse de *pass-through* nul ($\hat{\beta}^k = 1$) ne peut pas être rejetée, montre que des stratégies de PTM très marquées peuvent être observées dans des

⁴⁶Si on privilégie une interprétation plus proche des modèles macroéconomiques de *pricing-to-market* à la Betts & Devereux (1996), on dira que 50% des producteurs adoptent une stratégie de fixation des prix dans leur propre monnaie (*Producer Currency Pricing*, PCP), conduisant à un *pass-through* complet, tandis que l'autre moitié choisit des prix spécifiques à chaque marché, directement en monnaie locale (*Local Currency Pricing*, LCP), ce qui implique lorsque les prix sont rigides un *pass-through* nul à court terme et incomplet à moyen terme.

secteurs d'activité aussi divers que l'industrie agroalimentaire, les produits chimiques, le textile ou la papeterie.

Ces résultats sectoriels bruts ne suffisent pas à comprendre l'hétérogénéité des comportements de PTM spécifiques à chaque secteur. Dans ce qui suit, on utilise donc les prédictions fournies par l'analyse théorique pour expliquer cette hétérogénéité. En particulier, on s'intéresse à deux sources potentielles d'écarts inter-sectoriels dans les comportements de PTM des exportateurs, liées au type de biens échangés et à la nature de la relation bilatérale entre l'exportateur i et le marché destinataire j .

1.5.2 Explication empirique

1.5.2.1 Nature des biens échangés

Le type de bien échangé et l'organisation des marchés internationaux sont susceptibles d'influencer indirectement les stratégies de prix, à travers leur impact sur l'élasticité de la demande et l'intensité de la concurrence. Ainsi, l'analyse des comportements de PTM en concurrence monopolistique suggère-t-elle que le degré de différenciation des produits influence l'intensité du PTM : les pressions concurrentielles sur les marchés de biens différenciés étant relativement limitées par rapport à ce qui se passe sur des marchés de biens homogènes, l'incitation pour les producteurs à adopter des comportements de PTM est théoriquement plus faible. En outre, même pour des biens similaires, l'organisation des marchés (i.e. le degré de segmentation) rend plus ou moins faciles les comportements d'arbitrage de la part des consommateurs : plus les marchés sont transparents, plus les consommateurs peuvent arbitrer entre les différents biens offerts sur les marchés internationaux, ce qui conduit à une convergence des prix fixés par les entreprises exportatrices.

Pour analyser ce type de déterminants du *pass-through*, on utilise dans ce qui suit

deux classifications des biens basées sur la nomenclature industrielle CTCI à 5 chiffres.

Classification des produits

La première classification utilisée, construite par Rauch (1999), s'intéresse à la structure des marchés sur lesquels les biens sont échangés et différencie trois types de marchés : i) les marchés organisés (Org), comme les marchés de matières premières, sur lesquels les prix sont homogènes au niveau mondial, ii) les marchés pour lesquels il existe des prix référencés (Ref), dans des catalogues publiés par les firmes par exemple, iii) les marchés sur lesquels il n'y a aucune "norme" de prix, que Rauch appelle des marchés de biens différenciés (Dif). On s'attend à observer des comportements de *pricing-to-market* plus marqués dans les marchés sur lesquels il existe des prix référencés permettant au consommateur d'arbitrer entre les différentes variétés disponibles. En revanche, de tels comportements d'arbitrage sont plus délicats lorsque les biens vendus sur le marché sont différenciés. Enfin, l'ampleur du *pass-through* sur des marchés organisés est difficile à anticiper : dans la mesure où les cours de ces marchés sont généralement définis dans une monnaie de référence unique (très souvent le dollar), les prix en monnaie de l'exportateur devraient en effet réagir aux variations de la monnaie de cotation par rapport aux devises du pays exportateur *et* du pays importateur, ce qui rend délicate l'interprétation de la sensibilité observée des prix aux variations du taux de change bilatéral.

La seconde classification utilisée est la classification BEC (*Broad Economic Classification*) des Nations Unies qui porte sur la nature des biens échangés et contient 5 catégories : biens de consommation finale (CF), biens d'investissement (BI), matières premières (MP), pièces détachées (PD) et produits transformés (PT). Ici, les arguments théoriques permettant d'anticiper l'ampleur du *pass-through* au sein de chaque catégorie sont moins clairs. Pour les biens d'investissement, on peut néanmoins s'attendre à un *pass-through* relativement élevé. En effet, ce type de dépenses porte sur un horizon temporel suffisamment long pour que les acheteurs se couvrent d'une manière ou d'une

autre contre le risque de change ce qui permet aux firmes de ne pas avoir à adopter des stratégies de PTM. Les pièces détachées sont quant à elles souvent échangées entre filiales d'un même groupe (commerce intra-firme), ce qui implique des stratégies de prix assez éloignées des règles du marché. Rangan & Lawrence (1993) suggèrent ainsi que le commerce intra-firme des maison-mères américaines vers leurs filiales étrangères conduit à sous-estimer les comportements de PTM des entreprises de ce pays. Enfin, les matières premières étant souvent échangées sur des marchés organisés, le même problème de cotation en dollars se pose que celui évoqué précédemment dans le cas des marchés organisés.

Résultats

Le tableau A.3 en Annexe A.3 donne une idée de la distribution des coefficients de PTM estimés pour chacune des catégories représentées dans l'échantillon. Ces statistiques descriptives permettent donc de repérer les catégories de produits pour lesquelles le PTM est le plus prononcé. Pour étudier ces questions de manière économétrique, la base utilisée pour estimer le PTM est enrichie de 8 variables *dummies* correspondant à chacune des catégories des classifications BEC et Rauch. Ces variables dichotomiques prennent la valeur 1 lorsque l'observation concerne un secteur *sh6* de la catégorie en question. Pour tester l'influence de ces *dummies* sur les comportements de PTM, on construit ensuite des variables d'interaction entre le taux de croissance du taux de change et les variables décrivant la nature du bien échangé. Ces interactions sont enfin introduites dans l'estimation du PTM agrégé obtenue sur les données sectorielles empilées. La spécification testée est alors de la forme suivante :

$$d \ln P_t^{ijk} = fix_t^i + fix_t^j + \beta d \ln S_t^{ij} + \beta_2 BECRAUCH^k d \ln S_t^{ij} + \varepsilon_t^{ijk} \quad (1.6)$$

avec $BECRAUCH^k$ une variable *dummy* relative à une des catégories des classifications

décrites ci-dessus. Les résultats de ces estimations sont fournis dans le tableau 1.3. Dans un premier temps, chacune des variables d'interaction catégorielle est successivement introduite dans la régression (colonnes (B) à (I)), la première colonne, qui ne tient pas compte des écarts de *pass-through* selon le type de biens échangés, servant de référence. Enfin, la dernière colonne étudie l'impact respectif de ces variables d'interaction de façon à déterminer quelles sont les catégories pour lesquelles les stratégies de *Pricing-to-Market* sont significativement plus marquées. Dans cette dernière régression, on prend comme référence un bien transformé vendu sur des marchés organisés.

Quelle que soit la catégorie considérée, le coefficient relatif à la variable d'interaction est significatif, ce qui n'est pas surprenant dans la mesure où le nombre de degrés de liberté est très élevé dans une estimation sur données sectorielles empilées. En revanche, le pouvoir explicatif de ces régressions est faible puisque la seule variable sectorielle utilisée pour expliquer la croissance des prix au niveau *sh6* est la variable d'interaction du taux de change avec la *dummy* relative au type de biens échangés.

Les colonnes (B) à (D) suggèrent que les coefficients de PTM tendent à être plus faibles en direction de marchés de biens différenciés ou de marchés organisés que pour des biens aux prix référencés. Ce résultat empirique est conforme aux intuitions théoriques qui suggèrent que l'incitation à adopter des stratégies de PTM est plus forte pour des producteurs soumis à des pressions concurrentielles intenses. Le fait que les comportements de *pricing-to-market* soient relativement plus marqués sur des marchés aux prix référencés s'explique alors par les pressions exercées par les comportements d'arbitrage des consommateurs entre les biens produits dans différents pays, qui poussent les producteurs à maintenir leur prix en monnaie locale en cas de mouvement de change. Au contraire, le pouvoir de marché des firmes est relativement plus élevé pour des biens différenciés de sorte que la demande est moins sensible aux fluctuations de prix. L'incitation pour les firmes à adopter des stratégies de PTM est alors plus faible.

TAB. 1.3 – Ampleur relative du PTM selon la catégorie Rauch/BEC à laquelle le secteur appartient

Modèle	Variable expliquée : $d \ln P_t^{ijk}$									
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)	(J)
$d \ln RER$	0.133 ^a (0.002)	0.171 ^a (0.004)	0.140 ^a (0.003)	0.153 ^a (0.003)	0.112 ^a (0.002)	0.147 ^a (0.002)	0.124 ^a (0.002)	0.160 ^a (0.002)	0.104 ^a (0.002)	0.136 ^a (0.007)
$Dif * d \ln RER$		-0.030 ^a (0.004)								0.065 ^a (0.008)
$Ref * d \ln RER$			0.056 ^a (0.005)							0.065 ^a (0.008)
$Org * d \ln RER$				-0.031 ^a (0.006)						
$CF * d \ln RER$					0.081 ^a (0.003)					-0.007 (0.005)
$BI * d \ln RER$						-0.070 ^a (0.004)				-0.137 ^a (0.006)
$MP * d \ln RER$							0.046 ^a (0.010)			-0.017 ^c (0.009)
$PD * d \ln RER$								-0.150 ^a (0.004)		-0.141 ^a (0.006)
$PT * d \ln RER$									0.096 ^a (0.003)	
Effets fixes	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$
Nb observations	16847034	11067960	11067960	11067960	16847034	16847034	16847034	16847034	16847034	11067960
R^2	0.038	0.041	0.041	0.041	0.039	0.038	0.041	0.041	0.041	0.041

Note : Ecart-types entre parenthèses avec ^a, ^b et ^c correspondant respectivement à une significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

En ce qui concerne les catégories de la classification BEC (colonnes (E) à (I)), les estimations suggèrent que les coefficients de PTM tendent à être plus élevés pour des biens de consommation finale, des matières premières ou des biens transformés tandis qu'ils sont plus faibles dans des secteurs produisant des biens d'investissement ou des pièces détachées. En ce qui concerne ces deux dernières catégories, les résultats ne sont pas surprenants : dans la mesure où ce type d'échanges se fait souvent en dehors des règles du marché, l'incitation pour les firmes à adopter des stratégies de PTM est relativement faible. Cet argument est particulièrement pertinent pour les pièces détachées, qui sont souvent échangées dans le cadre du commerce intra-firme. Ce type d'échange peut en effet être l'occasion pour la firme multinationale d'optimiser son exposition au risque de change en pratiquant des prix de transfert. Comme le montre l'analyse de la section 1.2.3., le coefficient de PTM dépend alors de la réaction des prix aux variations de change de l'ensemble à chaque étape du processus productif. En revanche, l'intensité relative du PTM dans les secteurs de biens de consommation finale, de matières premières ou de produits transformés est plus difficile à interpréter. Elle reflète probablement l'intensité des pressions concurrentielles sur ces marchés. Pour vérifier cette hypothèse, il faudrait cependant une mesure plus adaptée de la structure de marché de ces secteurs.

Dans la dernière colonne, ces variables d'interaction entre le taux de change et chacune des catégories de biens étudiées sont introduites simultanément dans la régression de façon à mettre en évidence leur impact relatif sur le *pass-through*. Pour cela, on prend comme référence un produit transformé vendu sur des marchés organisés. L'estimation montre alors que le coefficient de PTM est en moyenne plus élevé sur les marchés différenciés ou lorsque les prix sont référencés que pour des marchés organisés. Le coefficient négatif obtenu dans les colonnes (F) et (H) pour qualifier le PTM dans des secteurs de biens d'investissement ou de pièces détachées est également robuste ce qui signifie que, dans ces secteurs, le *pass-through* est significativement plus élevé que dans le secteur

de référence (biens transformés). En revanche, il ne semble pas y avoir d'écart significatif de *pass-through* entre les secteurs de produits transformés et de consommation finale, voire même de matières premières (le coefficient relatif à la variable d'interaction correspondante étant faiblement significatif).

Les résultats de ces estimations permettent de confirmer plusieurs des intuitions théoriques de la section 1.2. Ils semblent notamment suggérer que l'incitation pour les firmes à adopter des stratégies de PTM est plus forte sur des marchés plus concurrentiels tandis que le *pass-through* est plus élevé dans des secteurs peu concurrentiels, dans lesquels les firmes ont plus de liberté pour fixer leurs stratégies de prix sans avoir à s'ajuster aux chocs de change. Au demeurant, l'augmentation du pouvoir explicatif du modèle quand on ajoute ces variables d'interaction est faible ce qui suggère que les classifications de biens utilisées ne sont pas nécessairement les plus pertinentes pour expliquer l'hétérogénéité inter-sectorielle observée dans la distribution des coefficients estimés. En effet, ces catégories regroupent des biens assez différents qui ne font pas nécessairement l'objet de stratégies de PTM strictement homogènes. Plutôt que d'utiliser des classifications *ad hoc* qui ne sont pas initialement faites pour expliquer le *pass-through*, la section suivante utilise donc des indicateurs bilatéraux construits à partir des données de *BACI* en s'inspirant des prédictions théoriques de la section 1.2.

1.5.2.2 Nature des relations bilatérales

Comme on l'a montré dans la partie analytique, les comportements de PTM sont susceptibles d'être influencés par des caractéristiques propres au marché j , telles que l'intensité et le type de concurrence exercée par les autres acteurs du marché ou l'importance de ce marché dans les ventes de l'exportateur. Dans ce qui suit, on utilise les informations fournies par *BACI* pour construire des indicateurs *bilatéraux* décrivant la nature de la relation entre l'exportateur (i, k) et le marché importateur j . Ces indica-

teurs sont ensuite croisés avec le taux de change dans l'équation estimée ce qui permet d'évaluer dans quelle mesure ils influencent la réaction des entreprises à des chocs de change.

Indicateurs de structure de marché

La dimension bilatérale de *BACI* permet de construire un certain nombre d'indicateurs de structure de marché, qui décrivent, mieux que des classifications *ad hoc*, la nature de la relation entre l'exportateur représentatif de i et le pays importateur j . Avant d'aller plus loin, il faut noter que l'utilisation de données sectorielles constitue une limite importante de cette analyse. En effet, si les intuitions théoriques portent sur l'impact de la structure de marché ou de la technologie sur le comportement de PTM d'une firme individuelle, la nature des données conduit à estimer le comportement de PTM de l'ensemble d'un secteur exportateur. On est donc obligé de supposer qu'il existe un exportateur représentatif par pays, c'est-à-dire de négliger l'hétérogénéité des comportements des firmes originaires d'un même pays. Cette hypothèse peut rendre délicate l'interprétation de l'impact de la structure de marché sur les comportements de *pass-through*. Par exemple, lorsqu'on calcule la part de marché d'un pays exportateur donné, on ne tient pas compte du fait que celle-ci correspond en réalité à la somme des parts de marchés d'un nombre inconnu d'entreprises. Si on veut utiliser les prédictions théoriques du paragraphe 1.2, il faut donc supposer que la distribution des exportations des différents pays reflète la distribution des exportations des firmes qui les composent : un pays qui occupe une place dominante sur un marché à l'importation j serait composé de firmes exportatrices qui ont elles-mêmes un pouvoir de marché relativement élevé. Cette hypothèse est évidemment très forte et amène à prendre une certaine distance vis-à-vis des intuitions théoriques de la section 1.2.

Le premier indicateur utilisé mesure la part de marché de l'exportateur représentatif

du pays i sur le marché des biens k dans le pays j :

$$MKSH_t^{ijk} = \frac{V_t^{ijk}}{V_t^{jk}}$$

avec V_t^{ijk} la valeur des importations en biens k du pays j en provenance du pays i et V_t^{jk} la valeur totale de ses importations de biens k . D'après l'analyse du PTM en concurrence oligopolistique, le *pass-through* devrait en effet dépendre de la part de marché de l'exportateur, la direction de ce lien étant cependant ambiguë : pour des parts de marché suffisamment petites, le PTM est théoriquement une fonction croissante de la part de marché tandis que le sens de cette relation s'inverse à partir d'un certain seuil, lorsque le pouvoir de marché de la firme exportatrice est suffisant. Ici cependant, on ne mesure pas le pouvoir de marché d'une firme mais la part d'un pays exportateur sur un marché, c'est-à-dire la part des importations du pays j qui sont potentiellement soumises aux variations du taux de change S_t^{ij} . Cette variable peut néanmoins servir d'indicateur de la pression exercée par le marché sur les firmes du pays i , en faveur d'un ajustement de leur prix en cas de choc de change. En effet, plus la part de marché des firmes de i est élevée, plus l'indice de prix du marché j est sensible aux variations du taux de change S_t^{ij} de sorte que la perte relative de compétitivité en cas d'appréciation de S_t^{ij} est moindre que si $MKSH_t^{ijk}$ tend vers zéro. D'après cette interprétation de la part de marché par pays, on s'attend donc à une relation négative entre l'intensité du PTM et l'indicateur $MKSH_t^{ijk}$.

Le second indicateur construit à partir de *BACI* est une mesure de la taille du marché j , relativement au total des ventes de l'exportateur i . Il est construit comme suit :

$$SIZE_t^{ijk} = \frac{V_t^{ijk}}{V_t^{i.k}}$$

avec V_t^{ijk} la valeur des exportations de biens k du pays i vers le pays j et $V_t^{i.k}$ la valeur totale exportée par le producteur représentatif de i . Cet indicateur permet de s'interroger sur l'influence de la taille du marché importateur sur la stratégie de prix des exportateurs du pays i . Si ce ratio est représentatif de la structure géographique des exportations des firmes du pays i et si celles-ci utilisent une technologie à rendements décroissants, on peut s'attendre à un lien positif entre l'indicateur $SIZE_t^{ijk}$ et l'intensité du PTM. En effet, les producteurs de i devraient être plus enclins à absorber les mouvements de change par des ajustements de marge quand le marché destinataire représente une part importante de leurs ventes à l'étranger, donc que le risque de demande est élevé. Une telle relation entre les stratégies de PTM et la taille du marché destinataire est d'ailleurs discutée par Lee (1995) et est souvent avancée pour expliquer la faiblesse du *pass-through* dans les prix à l'importation américains.

Enfin, le troisième indicateur mesure la concentration de l'offre à travers un indice Herfindhal, utilisé pour mesurer la pression concurrentielle à laquelle doit faire face un exportateur sur le marché j . Il est calculé à partir des parts de marché des différents exportateurs de biens k en direction du pays j selon la formule suivante :

$$HERF_t^{jk} = \sum_i \left(MKSH_t^{ijk} \right)^2$$

Cet indicateur varie entre 0 et 1 et est d'autant plus élevé que l'approvisionnement du marché j en biens k importés est concentré sur un petit nombre de pays. Théoriquement, des marchés plus atomistiques (sur lesquels $HERF_t^{jk}$ tend vers 0) devraient conduire à des comportements de PTM plus marqués du fait des pressions concurrentielles que s'exercent les producteurs entre eux.

Résultats

Pour analyser l'influence de la structure du marché j sur les comportements de prix, les

indicateurs décrits ci-dessus sont croisés avec la variable de change dans l'équation de PTM. Ceci permet de mesurer l'impact sur le coefficient de PTM de la part de marché du pays exportateur, de la taille relative du marché importateur dans ses ventes et du degré de concentration du marché. Dans la mesure où on suppose que ces indicateurs structurels permettent d'expliquer l'hétérogénéité inter-sectorielle des comportements de PTM, on utilise ici aussi la méthode d'estimation sur les données empilées, qui donne une vision plus synthétique des résultats que l'estimation sectorielle. L'équation estimée est alors de la forme suivante :

$$d \ln P_t^{ijk} = fix_t^i + fix_t^j + \alpha STRUCT_t^{ijk} + \beta d \ln S_t^{ij} + \beta_2 STRUCT_t^{ijk} d \ln S_t^{ij} + \epsilon_t^{ijk}$$

où $STRUCT_t^{ijk}$ est une matrice qui contient les indicateurs sectoriels décrits ci-dessus. Cette équation est estimée par la méthode des moindres carrés pondérés. L'utilisation de cette méthode peut poser problème ici car les indicateurs utilisés pour décrire la structure de marché sont probablement endogènes : en effet, la stratégie de prix de l'exportateur représentatif est susceptible d'influencer la part de marché du pays exportateur ou la part des importations du pays j dans les exportations du pays i . Pour s'assurer de la robustesse des résultats présentés ici, il conviendrait donc d'instrumenter les variables d'interaction.

Le tableau 1.4 fournit les résultats de ces estimations. Bien entendu, dans la mesure où ces estimations expliquent les prix au niveau sectoriel par des variables agrégées, le pouvoir explicatif de ces régressions est faible ici aussi. Néanmoins, l'analyse de la section 1.4.2. a montré que cette agrégation n'avait qu'un impact limité sur l'estimation du coefficient de PTM.

La première colonne (colonne (A)) correspond aux résultats de l'équation de référence, qui ne tient pas compte des spécificités de la relation bilatérale (i, j) . Les colonnes

TAB. 1.4 – Effet de la structure de marché sur les coefficients sectoriels de PTM

Modèle	Variable Dépendante : $d \ln P_t^{ijk}$					
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
$d \ln RER$	0.133 ^a (0.002)	0.089 ^a (0.002)	0.156 ^a (0.003)	0.149 ^a (0.002)	0.149 ^a (0.003)	0.111 ^a (0.003)
$SIZE$		-0.014 ^a (0.001)				-0.011 ^a (0.001)
$SIZE * d \ln RER$		0.225 ^a (0.006)				0.248 ^a (0.006)
$MKSH$			-0.009 ^a (0.001)	-0.009 ^a (0.001)		-0.017 ^a (0.001)
$MKSH * d \ln RER$			-0.060 ^a (0.005)	-0.092 ^a (0.018)		-0.135 ^a (0.008)
$MKSH^2 * d \ln RER$				0.034 ^c (0.019)		
$HERF$					-0.000 (0.001)	0.018 ^a (0.001)
$HERF * d \ln RER$					-0.038 ^a (0.006)	0.063 ^a (0.010)
Effets Fixes	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$	$i * t, j$
R^2	0.038	0.039	0.039	0.039	0.039	0.039
Nb obs	16 847 034	17 626 808	17 626 808	17 626 808	17 626 808	17 626 808

Note : Ecart-types entre parenthèses avec ^a, ^b et ^c correspondant respectivement à une significativité à 1%, 5% et 10%.

suivantes (B), (C) et (E) ajoutent chacun des indicateurs structurels décrits précédemment, ainsi que la variable correspondante d'interaction avec la croissance du taux de change. Dans la colonne (D) l'effet théorique non linéaire de la part de marché est testé dans une régression qui tient compte de l'interaction avec le taux de change de la part de marché de l'exportateur ainsi que de la part de marché élevée au carré. Enfin, dans la colonne (F), les trois indicateurs structurels sont introduits simultanément, en niveau et interagis avec le taux de change.

Quel que soit l'indicateur considéré, le coefficient relatif à la variable d'interaction avec le taux de change est ici aussi toujours significatif. L'estimation de la colonne

(B) suggère que le PTM est significativement plus prononcé lorsque la part du pays importateur j dans les exportations du pays i est élevée. Le coefficient négatif de la colonne (C) signifie qu’au contraire, le PTM est négativement corrélé à la part du pays i sur le marché importateur (j, k) . Enfin, les résultats de la colonne (D) sont cohérents avec l’intuition théorique selon laquelle le PTM est plus intense sur des marchés où l’offre d’importation est atomistique. Lorsqu’on introduit simultanément ces trois variables d’interaction dans l’équation, le signe du coefficient relatif à l’interaction entre l’indice Herfindhal et le taux de change s’inverse. La faible robustesse de ce coefficient n’est pas surprenante cependant puisque, par construction, cet indicateur est corrélé avec la variable de part de marché. En revanche, l’impact positif de la taille relative du marché importateur et le lien négatif entre la part de marché de l’exportateur et le coefficient de PTM sont confirmés dans cette estimation. Enfin, l’estimation de la colonne (D) suggère que l’interaction entre le taux de change et la part de marché élevée au carré n’est que faiblement significatif.

Ces résultats sont conformes aux intuitions du modèle théorique, même si l’interprétation qu’on peut en faire doit être adaptée aux estimations sur données sectorielles. Ainsi, l’impact négatif de la part de marché sur le coefficient de PTM ne peut être interprété en terme de pouvoir de monopole de la firme exportatrice. Dans le cadre de cette estimation, la hausse de $MKSH_t^{ijk}$ signifie que la part des biens importés par j qui sont sensibles aux variations du taux de change bilatéral S_t^{ij} augmente ce qui réduit l’effet mécanique du change sur le prix relatif des exportateurs du pays i . La perte de compétitivité attribuable à une appréciation de la monnaie de i diminue donc ce qui réduit l’incitation au PTM. Si l’interprétation est un peu différente de celle fournie par le modèle théorique, l’intuition est inchangée : le PTM diminue quand la part de marché augmente du fait d’une baisse des pressions concurrentielles sur le marché importateur. En ce qui concerne l’effet de la taille relative du marché j dans les exportations du pays

i , l'interprétation en terme de risque de demande reste valable si on suppose que cet indicateur est corrélé avec la part du marché j dans les ventes des firmes qui le composent : plus la part $SIZE_t^{ijk}$ est grande, plus les firmes du pays i sont exposées à un risque de demande en provenance du pays j ce qui augmente leur propension au PTM.

Ces résultats permettent de comprendre un certain nombre de faits stylisés de la littérature empirique sur le *pass-through* incomplet. Ainsi, de nombreux auteurs soulignent la faiblesse relative du *pass-through* en direction de “grands” pays importateurs (cf. notamment la comparaison internationale de Campa & Goldberg (2005)). Les résultats de ces estimations suggèrent que la faiblesse du *pass-through* en direction de ces pays est due à la forte propension des exportateurs à adopter des stratégies de PTM en direction de marchés représentant une part élevée de leurs ventes à l'étranger. Au contraire, la relative faiblesse du PTM de la part des exportateurs américains (Knetter (1993)) pourrait s'expliquer par le fait que ces entreprises exportent vers des marchés achetant une proportion relativement élevée de leurs importations dans leur propre monnaie (i.e. en dollars). Dans ce cas, la perte relative de compétitivité en cas d'appréciation du dollar est relativement faible ce qui réduit leur propension au PTM.

1.6 Conclusion

Ce chapitre analyse la sensibilité des prix à l'exportation aux mouvements de change sous un angle microéconomique. L'objectif est de comprendre la rationalité des comportements de prix conduisant au phénomène de *pass-through* incomplet observé au niveau agrégé.

L'analyse théorique des choix de tarification des entreprises exportatrices dans un modèle d'équilibre partiel montre qu'on peut expliquer des stratégies de lissage de l'effet des mouvements de change sur les prix en monnaie locale (stratégie dite de *pricing-to-*

market) sous certaines hypothèses relatives à la forme de la fonction de demande, à la structure concurrentielle et à la technologie de production. En particulier, on met en évidence un lien théorique entre l'intensité du PTM et l'élasticité-prix de la demande, la part de marché de la firme exportatrice et la part du marché importateur dans ses ventes à l'étranger. Ces résultats impliquent que les stratégies de *pass-through* sont susceptibles de différer d'une entreprise à l'autre et en fonction des marchés sur lesquels le bien est vendu.

Cette hétérogénéité des comportements microéconomiques de PTM est négligée par les estimations du *pass-through* sur données agrégées, ce qui peut conduire à un biais. Cette question est étudiée de manière théorique et empirique dans la section 1.3 du chapitre. Pour cela, les coefficients de PTM estimés au niveau sectoriel sont comparés au coefficient moyen correspondant à diverses estimations du PTM "agrégé". Les résultats suggèrent que le biais d'agrégation est en général négatif ce qui signifie qu'on sous-estime les comportements de PTM lorsqu'on ne tient pas compte de l'hétérogénéité inter-sectorielle. Néanmoins, ce biais est relativement faible dans un cadre statique simple, tandis qu'il est plus prononcé dans un modèle dynamique.

Dans la section 1.4, on s'interroge ensuite sur l'origine des écarts inter-sectoriels obtenus lorsqu'on estime la sensibilité des prix aux variations de change à un niveau sectoriel fin. En effet, la comparaison des estimations montre que dans plus de 50% des secteurs, l'exportateur représentatif choisit de ne pas ajuster son prix à l'exportation aux variations de change et de laisser ces dernières se répercuter sur les prix en monnaie locale. Dans presque un secteur sur deux en revanche, les exportateurs ajustent leur taux de marge aux variations de change. En moyenne, ils absorbent ainsi 30% des chocs monétaires, ce qui permet d'amortir l'effet des mouvements de change sur les prix en monnaie locale. Cependant, même au sein du sous-échantillon de secteurs dans lesquels le *pass-through* estimé est incomplet, on observe une forte hétérogénéité des comportements

qu'on cherche alors à expliquer.

Sur la base des intuitions théoriques obtenues dans la première partie du chapitre, on montre que les comportements de *pricing-to-market* sont plus marqués sur des marchés de biens où les prix sont référencés que sur des marchés de biens différenciés. L'interprétation de ce résultats est que les comportements d'arbitrage des ménages sur les marchés les plus transparents forcent les exportateurs à maintenir leur prix au niveau de celui de leurs concurrents en adoptant des stratégies de *pass-through* incomplet. En revanche, on montre que le *pass-through* est significativement plus élevé lorsque l'exportation porte sur des biens d'investissement ou des pièces détachés. Ce dernier résultat pourrait être dû à l'intensité du commerce intra-firme sur ces segments, qui conduit à des stratégies de prix déconnectées des règles du marché.

Au-delà de ces déterminants liés à la nature du bien exporté, les estimations suggèrent également que les comportements de prix sont influencés par certaines spécificités caractérisant la relation bilatérale entre le pays exportateur et le marché acheteur. En effet, on montre que le coefficient de PTM est positivement corrélé à la taille relative du marché importateur dans les exportations du pays considéré, du fait probablement d'un risque de demande accru. Au contraire, les comportements de PTM sont moins marqués si le pays exportateur occupe une place dominante sur le marché importateur considéré puisque dans ce cas, l'impact d'un choc de change sur le prix relatif de chaque exportateur est plus limité.

L'approche sectorielle systématique adoptée dans cette étude permet donc de mettre en évidence des spécificités microéconomiques susceptibles d'influencer les stratégies de *pass-through* incomplet. Les résultats valident les intuitions théoriques de certains modèles micro-fondés introduisant des comportements de *pass-through* incomplet dans un cadre de concurrence imparfaite, avec un risque de demande perçu élevé, conduisant les exportateurs à lisser l'effet du change sur les prix en monnaie locale. Néanmoins, l'uti-

lisation de données sectorielles constitue ici une limite importante puisqu'elle oblige à faire des hypothèses fortes sur la structure de la concurrence à l'intérieur de chaque pays exportateur. Pour aller plus loin dans l'explication microéconomique du *pass-through* incomplet, il faut donc estimer la sensibilité des prix aux variations de change au niveau de la firme individuelle, ce qui fournirait des résultats encore plus précis sur l'origine de ce phénomène. En particulier, une piste de recherche reste encore assez largement inexplorée, concernant les stratégies de PTM dans le cas spécifique du commerce entre filiales d'une même firme multinationale. En effet, on observe depuis une quinzaine d'années une forte croissance du commerce intra-firme qui n'est pas bien pris en compte dans les modèles macroéconomiques. Les résultats sectoriels de ce chapitre suggèrent pourtant que les stratégies de *pass-through* à l'intérieur des firmes multinationales pourraient être assez différentes des stratégies des firmes engagées sur les marchés internationaux. Etudier les différences de comportements relatifs à des flux d'échange intra-firme et au commerce sur les marchés internationaux pourrait permettre de mieux comprendre certains faits stylisés relatifs à l'évolution temporelle et aux écarts internationaux de *pass-through*.

Chapitre 2

Influence de l'environnement macroéconomique sur le *pass-through*

2.1 Introduction

¹Les résultats du chapitre précédent ont mis en évidence la forte hétérogénéité intersectorielle des comportements de *pass-through*. En revanche, ces estimations négligent complètement la dimension géographique du phénomène. Pourtant, la littérature empirique sur le *pass-through* incomplet met en évidence des écarts importants entre pays importateurs. Ainsi, Campa & Goldberg (2005) estiment l'ampleur du *pass-through* sur les prix à l'importation des principaux pays de l'OCDE et aboutissent à une forte hétérogénéité entre pays, les prix à l'importation étant en moyenne moins sensibles aux variations de change dans les pays importateurs les plus riches, notamment les Etats-Unis².

¹Les éléments de ce chapitre sont publiés dans un document de travail du CEPIL, Gaulier, Lahrière & Méjean (2006a).

²A long terme sur un échantillon de 24 pays de l'OCDE, Campa & Goldberg (2005) trouvent que le *pass-through* est complet dans 16 pays et varie entre 0 et 69% dans les 8 autres. Si on exclut la Hongrie pour laquelle le *pass-through* estimé n'est pas significativement différent de zéro, le *pass-through* est

Dans la mesure où l'ampleur du *pass-through* influence les mécanismes d'ajustement des balances commerciales, comprendre l'origine de ces écarts est un enjeu important de cette littérature.

L'analyse du chapitre 1 relative aux écarts inter-sectoriels de PTM suggère une explication possible des écarts internationaux de *pass-through* agrégés, liée à des effets de composition : les stratégies de *pricing-to-market* des exportateurs étant très différentes d'un secteur à l'autre, la composition du panier de biens importé par chaque pays devrait influencer le niveau du *pass-through* agrégé. Cependant, l'analyse théorique suggère également que les exportateurs peuvent avoir intérêt à différencier leurs stratégies de *Pricing-to-Market* en fonction de la forme de la demande sur chaque marché importateur. Théoriquement, une telle différenciation des marchés dans les stratégies de prix des exportateurs peut conduire à des écarts de *pass-through* au niveau agrégé. Pour séparer les effets de composition des écarts structurels attribuables au comportement stratégique des firmes, ce second chapitre estime donc des coefficients sectoriels de *pass-through* tenant compte de la différenciation des stratégies de prix des exportateurs en direction de leurs différents marchés. Cette stratégie empirique permet alors d'identifier des écarts de PTM entre pays importateurs d'un même secteur, qu'on cherchera ensuite à expliquer en terme de comportement optimal de la firme confrontée à un environnement macroéconomique spécifique sur chacun de ses marchés.

Plusieurs modèles macroéconomiques récents sur le *pass-through* incomplet ont cherché à expliquer les écarts entre pays importateurs concernant la sensibilité de leurs prix à l'importation aux variations de change. Ainsi, Bacchetta & van Wincoop (2005), Corsetti & Dedola (2003) et Bergin & Feenstra (1998) mettent en évidence dans un cadre d'équilibre général le résultat démontré en équilibre partiel dans le chapitre 1 concernant la sensibilité des stratégies de *pass-through* à la forme de la fonction de demande adressée

minimum à long terme (41%) en direction des Etats-Unis.

à la firme exportatrice sur chacun de ses marchés. Dans un cadre d'équilibre général, cet argument permet notamment d'expliquer des écarts de *pass-through* entre pays de taille différente. En effet, la taille du marché influence les décisions d'entrée des firmes, qui elles-mêmes se répercutent sur l'intensité de la concurrence et sur la propension des firmes à adopter des stratégies de *pass-through* incomplet : plus le marché importateur est important, plus la concurrence entre exportateurs pour s'y positionner est intense, ce qui devrait accentuer les comportements de *pricing-to-market*. Plusieurs articles s'intéressent également à des déterminants du *pass-through* de type macroéconomique. C'est le cas par exemple de Taylor (2000), qui explique la baisse tendancielle du *pass-through* par la stabilisation des taux d'inflation. L'argument de Taylor est que la stabilité des prix rend les marchés plus transparents ce qui facilite les comportements d'arbitrage et renforce l'incitation à adopter des stratégies de PTM. Devereux et al. (2004) et Corsetti & Pesenti (2005) étudient quant à eux l'effet de la volatilité du taux de change nominal sur les comportements de prix, les premiers dans un modèle avec chocs monétaires exogènes, les seconds dans un cadre avec politique monétaire optimale. Ces travaux montrent que la propension à adopter des comportements de *pricing-to-market* (PTM) est, en théorie, négativement corrélée à la volatilité du change. En effet, absorber les mouvements de change dans ses marges est d'autant plus coûteux pour la firme que l'incertitude de change est forte³.

Plusieurs travaux empiriques sur données agrégées s'interrogent sur la capacité de ces modèles à expliquer les écarts de *pass-through* entre pays importateurs. Campa & Goldberg (2005) montrent ainsi que les élasticités de *pass-through* à court terme sont positivement corrélées à la volatilité du taux de change nominal. Taylor (2000) fournit

³Il faut cependant noter que Froot & Klemperer (1989) obtiennent la prédiction inverse dans un modèle d'équilibre partiel avec une fonction intertemporelle de profit, dans laquelle la valeur subjective des parts de marché acquises en première période est élevée.

quant à lui des éléments empiriques en faveur d'un lien entre la baisse de l'inflation et celle du *pass-through*. Comme l'a montré le chapitre précédent, ces estimations souffrent cependant d'un biais d'agrégation. Dans la mesure où les effets théoriques expliqués relèvent du comportement microéconomique de fixation des prix par les firmes exportatrices, tester les prédictions des modèles sur données agrégées pose en outre un problème d'interprétation. A cela peut enfin s'ajouter un biais d'endogénéité, lorsqu'on explique la sensibilité des prix agrégés par des variables macroéconomiques telle que la volatilité des taux de change⁴. La littérature empirique sur données sectorielles dont s'inspirent les estimations du chapitre 1 ne permet pas quant à elle de comprendre les écarts de *pass-through* entre importateurs. En effet, celle-ci étudie les stratégies de prix d'un ou plusieurs pays exportateurs sans prendre en compte l'hétérogénéité des comportements selon le marché où sont vendus les biens. Ces estimations ne permettent donc de mesurer que le comportement de *pass-through* moyen sur l'ensemble des marchés clients de l'exportateur considéré.

Afin de mieux comprendre l'origine des écarts internationaux de *pass-through*, ce chapitre s'intéresse donc à l'hétérogénéité des comportements de *pricing-to-market* des exportateurs en direction de leurs différents marchés. Pour cela, on estime comme dans le chapitre précédent des coefficients de PTM au niveau sectoriel. Cette fois-ci cependant, un coefficient sectoriel spécifique à chaque pays importateur est estimé, *i.e.* on lève l'hypothèse d'homogénéité des comportements en direction des différents pays importateurs. On montre ainsi que des écarts de *pass-through* subsistent entre pays importateurs, même lorsqu'on tient compte des effets de composition sectorielle. La seconde partie du chapitre s'attache à expliquer ces écarts, en utilisant les arguments théoriques des mo-

⁴Betts & Devereux (1996) montrent ainsi que la faiblesse du *pass-through* peut théoriquement augmenter la volatilité des taux de change en équilibre général. Tester l'impact de la volatilité sur le *pass-through* pose alors un problème de causalité inverse.

dèles macroéconomiques. En particulier, on montre que le *pass-through* est en moyenne plus faible lorsque les fluctuations de la monnaie du pays importateur sont modérées. En outre, le niveau du PIB par tête influence négativement le *pass-through*. Enfin, les pays les plus intégrés au commerce international tendent à bénéficier d'un *pass-through* faible. Ces résultats sont concordants avec les intuitions des modèles théoriques. Néanmoins, l'importance relative de ces effets “macroéconomiques” semble faible par rapport aux déterminants spécifiques à chaque secteur.

Dans la suite de ce chapitre, la stratégie empirique est d'abord présentée dans la section 2.2, qui décrit également les principaux résultats des estimations. La section 2.3 étudie les écarts de *pass-through* entre importateurs d'un secteur donné et les explique par différentes variables macroéconomiques. Enfin, les résultats sont synthétisés dans la section 2.4.

2.2 Hétérogénéité du *pass-through* sur les prix à l'importation

L'objectif de ce chapitre est d'estimer des coefficients sectoriels de *pass-through* tenant compte de la différenciation des stratégies de prix de la firme exportatrice vis à vis de ses différents marchés. Pour cela, la stratégie empirique décrite dans le chapitre 1 est d'abord étendue de façon à tenir compte des écarts de *pass-through* entre pays importateurs.

2.2.1 Stratégie empirique

Comme dans le chapitre précédent, des coefficients sectoriels de PTM sont obtenus à partir d'une équation appliquée de manière systématique à différents sous-échantillons sectoriels de *BACI*. L'équation estimée explique les variations de prix à l'exportation

par différents types d'effets fixes ainsi que par les mouvements du taux de change des monnaies du pays exportateur i et du marché importateur j . Sous sa forme la plus générale, l'équation à estimer est la suivante⁵ :

$$d \ln P_t^{ijk} = fix_t^{ik} + fix^{jk} + \beta^{ijk} d \ln S_t^{ij} + \varepsilon_t^{ijk} \quad (2.1)$$

Les données utilisées sont de nouveau celles de *BACI*. Par conséquent, la même difficulté émerge, liée au manque de degrés de liberté pour estimer des coefficients de PTM dans la triple dimension (i, j, k) . Cette fois-ci cependant, on souhaite étudier les écarts de *pass-through* entre importateurs d'un même secteur de sorte qu'on ne peut pas imposer la contrainte d'homogénéité $\beta^{ijk} = \beta^{ik}$, $\forall j$. Même en supposant une homogénéité des comportements de *pricing-to-market* des exportateurs d'un même secteur ($\beta^{ijk} = \beta^{jk}$, $\forall i$), le nombre d'observations par secteur est encore souvent trop faible pour obtenir une estimation précise de ce coefficient. Pour augmenter le nombre de degrés de liberté, on estime alors les coefficients de PTM non plus au niveau *sh6* mais au niveau supérieur de la nomenclature sectorielle, le niveau *sh4* à 4 chiffres. Les données *sh6* relatives à une même catégorie *sh4* sont alors empilées et les coefficients sont estimés pour chacune de ces catégories (indiquées c dans ce qui suit). L'empilement des données sectorielles par catégorie *sh4* introduit potentiellement un biais d'agrégation. Même si celui-ci est *a priori* faible dans le cadre d'un modèle statique (cf. résultats de la section 1.4 du chapitre précédent), on corrige en partie ses effets en ajoutant aux effets fixes (j, c) et (i, t, c) des effets sectoriels (k, c) . L'équation estimée pour chaque catégorie *sh4* est alors la suivante :

$$d \ln P_t^{ijk} = fix_t^{ic} + fix^{jc} + fix^{kc} + \beta^{jc} d \ln S_t^{ij} + \varepsilon_t^{ijk} \quad (2.2)$$

⁵La justification théorique de cette équation est fournie dans les sections 1.2 et 1.3 du chapitre précédent.

avec :

- P_t^{ijk} le prix à l'exportation dans le secteur *sh6* considéré, pour les biens vendus par le pays *i* dans le pays *j*. Comme dans le chapitre précédent, ce prix est approximé par la valeur unitaire du flux,
- et S_t^{ij} le taux de change réel entre *i* et *j*.

Dans cette équation, fix_t^{ic} est un vecteur estimé d'effets fixes spécifiques à chaque pays exportant les produits de la catégorie *c* au cours de la période *t*, qui capte une partie des variations de coût marginal affectant la croissance des prix. De même, fix_t^{jc} est un vecteur d'effets fixes spécifiques aux importateurs des biens de la catégorie *c* servant de contrôle pour les écarts tendanciels dans la croissance des prix fixés par les exportateurs considérés. Enfin, les effets fix_t^{kc} captent des spécificités de chaque secteur *sh6* affectant l'évolution du prix des biens de la catégorie *sh4* considérée.

Cette stratégie permet de conserver la dimension sectorielle de l'estimation, puisqu'on utilise l'information au niveau le plus fin pour estimer plus de 1000 coefficients au niveau *sh4*, tout en conservant assez de degrés de liberté pour tenir compte de l'hétérogénéité des comportements de PTM en direction des différents pays importateurs.

Comme dans le chapitre précédent, l'estimation utilise la méthode des moindres carrés pondérés, avec comme matrice de pondérations des coefficients de Tornqvist (équation (1.5)). En outre, on ne conserve *ex post* que les coefficients estimés avec un degré de liberté suffisant (supérieur à 100). Une fois le coefficient β^{jc} estimé, celui-ci est transformé en un coefficient dit de *pass-through* en utilisant la correspondance $\gamma^{jc} = 1 - \beta^{jc6}$. En

⁶Le coefficient de PTM estimé au moyen de l'équation (2.2) mesure la sensibilité des prix à l'exportation (en monnaie du pays *i*) aux variations de change : $\beta^{jk} = \partial \ln P_t^{ijk} / \partial \ln S_t^{ij}$. Les coefficients de *pass-through* discuté dans la littérature empirique correspondent quant à eux à la sensibilité des prix à l'importation aux variations de change : $\gamma^{jk} = \left| \partial \ln(P_t^{ijk}/S_t^{ij}) / \partial \ln S_t^{ij} \right| = 1 - \beta^{jk}$. Il faut noter cependant que les prix à l'importation utilisés dans les estimations agrégées ne sont pas exactement le produit du prix à l'exportation et du taux de change puisqu'ils incluent en général le coût de transport du bien de *i* vers *j* tandis que la correspondance entre β^{jk} et γ^{jk} suppose qu'on observe les

effet, l'interprétation en terme de *pass-through* permet une comparaison directe avec la littérature empirique. Comme dans le chapitre 1, l'analyse des coefficients sectoriels de *pass-through* porte alors à la fois sur la distribution complète des coefficients estimés et sur celles des coefficients de *pass-through* incomplet, *i.e.* des coefficients $\hat{\beta}^{jc}$ ($\hat{\gamma}^{jc}$) qui sont significativement différents de 0 (1) au seuil de 10%. Enfin, les moments de ces distributions sont généralement fournis en pondérant les coefficients sectoriels par la valeur des échanges, ce qui permet de comparer avec les résultats obtenus sur données agrégées⁷.

2.2.2 Ampleur de l'hétérogénéité

La distribution des coefficients sectoriels de *pass-through* estimés pour les principaux pays importateurs de la base est détaillée dans le tableau 2.1.

Mise à part dans la distribution des coefficients estimés sur données canadiennes, dont la forte dispersion semble suspecte⁸, la grande majorité des coefficients de *pass-through* (plus de 75%) se situe entre 50 et 100%. Ces résultats sont concordants avec les résultats des estimations sectorielles du chapitre précédent⁹. En outre, on retrouve ici les principaux résultats de la littérature empirique sur données agrégées. En particulier, on vérifie qu'au bout d'un an la transmission des variations de change aux prix à

prix à l'importation FAB. Dans ce qui suit, on suppose donc implicitement que le coût de transport n'est pas sensible aux variations de change et est donc capté par les effets fixes et le terme résiduel de l'estimation. En revanche, l'identité $\gamma^{jc} = 1 - \beta^{jc}$ est valable qu'on utilise le taux de change nominal ou le taux de change réel dans l'estimation du coefficient de PTM β^{jc} .

⁷En effet, les indices de prix utilisés comme variable expliquée des estimations agrégées tiennent compte de la composition sectorielle des paniers de biens importés.

⁸Les résultats obtenus sur données canadiennes reflètent probablement la faible précision des estimations. En effet, la méthode d'estimation donne plus de poids aux échanges du Canada avec son principal partenaire, les Etats-Unis, pays qui lui fournit plus de 85% de ses importations (*Source : CEPII-Chelem, 2003.*). Cette forte concentration du commerce canadien implique que la variabilité des données utilisées dans la dimension individuelle est faible, ce qui réduit la précision des estimations obtenues par une méthode de moindres carrés pondérés.

⁹Après transformation des coefficients de PTM en coefficients de PT, les résultats du tableau 1.2 impliquent un intervalle inter-quartile de [0.66; 1.03], dans la moyenne des estimations du tableau 2.1.

TAB. 2.1 – Distributions des coefficients de *pass-through* estimés ($\hat{\gamma}^{jc}$), par pays importateur

Importateur	Médiane pondérée	Intervalle inter-quartile	Part des PT incomplets (%) ^(a)	PT incomplet médian ^(b)
Canada	.640	0.08 ; 1.22	42.6	.459
Etats-Unis	.693	0.54 ; 0.96	56.4	.546
Suisse	.693	0.52 ; 0.99	22.7	.537
Espagne	.721	0.41 ; 0.97	33.4	.419
Japon	.753	0.53 ; 0.95	43.0	.539
Allemagne	.778	0.51 ; 0.97	45.4	.512
Royaume Uni	.809	0.52 ; 1.25	40.0	.527
Italie	.819	0.54 ; 1.04	32.1	.548
France	.830	0.57 ; 1.06	33.5	.576
Medium UE15 ^(c)	.835	0.65 ; 1.09	39.9	.707
Autres OCDE ^(d)	.836	0.51 ; 1.55	53.0	.775
Autres UE15 ^(e)	.845	0.63 ; 1.06	27.5	.664
Corée	.854	0.62 ; 1.12	31.8	.657
Chine	.865	0.70 ; 1.16	34.4	.771
Nouveaux Pays UE ^(f)	.896	0.71 ; 1.11	15.9	.709
Reste du monde	.914	0.79 ; 1.09	47.5	.839
Brésil, Russie, Inde	.937	0.75 ; 1.14	26.2	.775
Coef. de variation	.100		.291	.177

Mises à part les statistiques sur la part des coefficients significatifs, ces statistiques sont pondérées par la valeur des flux d'échange de chaque catégorie *sh4* : $V^{jc} = \sum_{i,t,k} V_t^{ijk}$.

^(a) Part des coefficients de PT incomplet, *i.e.* des $\hat{\gamma}^{jc}$ qui sont significativement différents de 1 au seuil de 10%.

^(b) Coefficient de PT médian de la distribution ignorant les coefficients de *pass-through* qui ne sont pas significativement différents de 1 au seuil de 10%.

^(c) Pays Bas, Suède, Belgique.

^(d) Australie, Islande, Mexique, Nouvelle Zélande, Norvège, Turquie

^(e) Danemark, Finlande, Grèce, Irlande, Luxembourg, Portugal, Autriche.

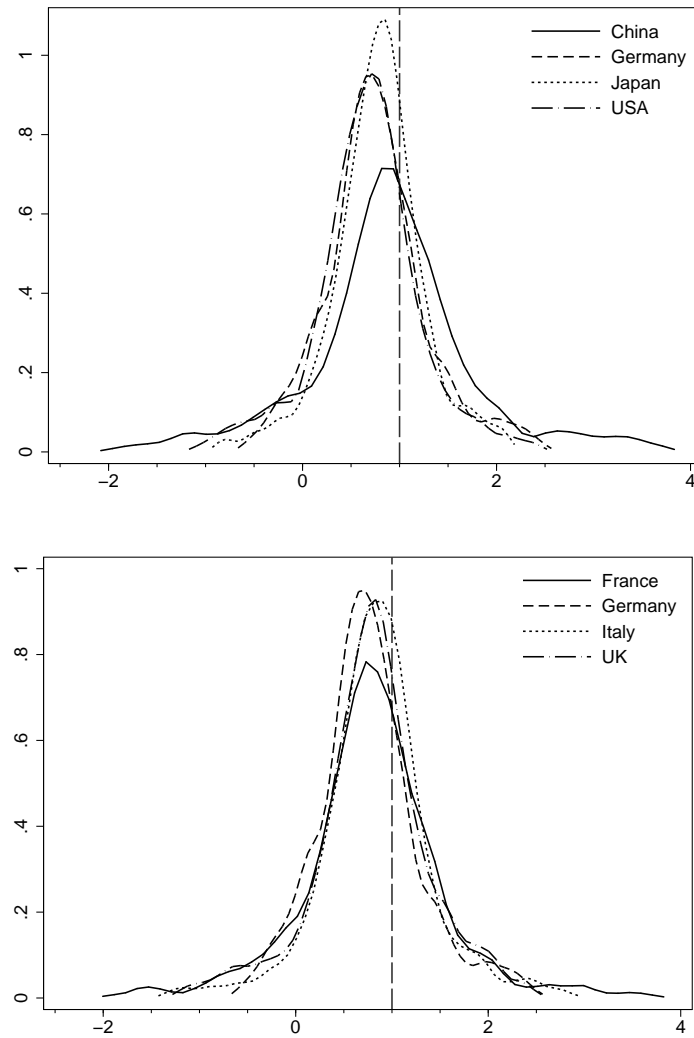
^(f) Chypre, République tchèque, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Pologne, Slovaquie, Slovénie.

l'importation est relativement élevée, entre 70 et 90%.

Le *pass-through* semble en moyenne plus faible dans les pays riches (notamment aux Etats-Unis) que dans les pays en développement, dont les prix à l'importation sont plus sensibles aux variations de leur taux de change. La différence la plus nette entre les distributions de coefficients estimés porte sur la part des coefficients significativement différents de 1, *i.e.* la part des catégories *sh4* dans lesquelles le *pass-through* estimé est incomplet. Celle-ci est particulièrement faible pour les nouveaux membres de l'Union Européenne : seulement 15% des coefficients de PTM estimés sont significativement non nuls tandis que les 85% restant font l'objet d'une stratégie de *pass-through* complet. Au contraire, la proportion de coefficients de *pass-through* incomplet est particulièrement élevée aux Etats-Unis : dans plus de 50% des cas, les exportateurs ajustent leurs marges aux variations de change en direction de ce marché. Ces différences impliquent que la propension moyenne des exportateurs à adopter des stratégies de *pricing-to-market* n'est pas la même quel que soit le pays importateur. En outre, les résultats par pays confirment la forte hétérogénéité inter-sectorielle discutée dans le chapitre 1, qui justifie l'approche empirique désagrégée.

Une fois écartés les coefficients de *pass-through* complet, une hétérogénéité entre pays importateurs subsiste, même si elle est peu marquée comme le montrent les graphiques de la Figure 2.1. Celle-ci permet de comparer la densité des coefficients de *pass-through* incomplet pour une sélection de pays importateurs. Pour les sept pays considérés, le coefficient de *pass-through* incomplet médian varie entre .446 pour la France et .691 pour la Chine. Si on observe une moindre concentration des coefficients de *pass-through* incomplet estimés sur données chinoises, le nombre de coefficients qui sont supérieurs à un amène à considérer ces résultats avec prudence. Une explication possible de la spécificité chinoise est liée au fait qu'une part importante des importations de ce pays relève du commerce intra-firme, dont les prix sont fixés en dehors des règles de marché

FIG. 2.1 – Distribution des *pass-through* incomplets pour une sélection de pays importateurs



Note : 5% des observations à chaque queue de distribution sont supprimées, pour que les valeurs extrêmes ne brouillent pas le graphique.

décrites dans le modèle théorique du chapitre 1 ce qui peut conduire à des stratégies de PTM particulières. Au contraire de ce qu'on obtient dans le cas chinois, la distribution (non pondérée) obtenue pour le Japon est relativement concentrée autour de valeurs élevées du *pass-through*. Néanmoins, le coefficient médian (0.54) reste proche de celui des autres pays considérés ici. Enfin, parmi les principaux pays européens, la France est celui pour lequel la distribution des coefficients de *pass-through* est la moins concentrée tandis que son coefficient médian est relativement faible (.446).

Ces statistiques descriptives permettent donc de mettre en évidence des écarts de *pass-through* entre pays importateurs. Cette hétérogénéité porte à la fois sur la part des secteurs pour lesquels le *pass-through* estimé est incomplet (qui varie entre 16 et 55%) et sur le niveau des coefficients de *pass-through* incomplets (le PT médian se situant entre 46 et 84% selon le pays considéré). Cependant, si on se contente de regarder la distribution complète des coefficients estimés, il est impossible de dire si ces différences relèvent d'effets de composition sectorielle ou d'une différenciation des stratégies de *pass-through* des firmes exportatrices en fonction du pays où sont vendus les biens. Puisque la méthode empirique permet d'obtenir des coefficients de *pass-through* dans la double dimension sectorielle et géographique, il est donc intéressant de dépasser l'approche agrégée pour répondre à cette question. C'est ce qui est fait dans la section suivante.

2.3 Déterminants des écarts entre importateurs

2.3.1 Décomposition des écarts de *pass-through*

La section précédente a mis en évidence des différences notables entre les distributions de coefficients de *pass-through* estimés pour différents pays importateurs. Dans ce qui suit, on s'interroge sur l'origine de ces écarts. La première étape consiste alors à séparer

les effets de composition et les écarts réels de comportements observés au niveau sectoriel. En effet, un écart de *pass-through* agrégé peut signifier soit qu'un des pays importe plus de biens soumis à des comportements de *pricing-to-market* prononcés¹⁰, soit que les comportements de PTM sont plus marqués en direction de ce marché, du fait de certaines spécificités macroéconomiques notamment.

Pour déterminer laquelle de ces explications l'emporte sur l'autre, la première étape consiste à régresser les coefficients de *pass-through* estimés sur des effets fixes sectoriels et individuels selon l'équation suivante :

$$\hat{\gamma}^{jc} = fix^j + fix^c + \varepsilon^{jc} \quad (2.3)$$

où fix^j est un vecteur d'effets fixes spécifiques au pays importateur et fix^c un vecteur d'effets sectoriels (au niveau de la nomenclature *sh4*). Afin de tenir compte de l'erreur d'estimation de première étape, cette estimation est faite en pondérant les coefficients par l'inverse de leurs écarts-type estimés, ce qui donne plus de poids aux estimations les plus précises¹¹. A partir de cette régression, on peut calculer la part de l'hétérogénéité des distributions de coefficients $\hat{\gamma}^{jc}$ attribuable à des effets sectoriels, à des effets pays et à des spécificités du secteur importateur. En outre, les effets importateurs ainsi estimés (\hat{fix}^j) représentent alors un coefficient de *pass-through* commun à tous les secteurs, corrigés des effets de composition, qui n'est influencé que par des caractéristiques macroéconomiques du pays importateur. Ces effets peuvent donc servir pour identifier une éventuelle influence de l'environnement macroéconomique sur les comportements de

¹⁰Il faut noter cependant que, dans les statistiques descriptives de la section précédente, seules celles qui sont pondérées sont affectées par ces effets de composition. En revanche, ni les écarts observés sur la part des coefficients de *pass-through* incomplet de chaque distribution, ni les distributions non pondérées du graphique 2.1 ne sont sensibles à la composition des paniers de biens importés.

¹¹Une meilleure solution à ce problème serait d'estimer le modèle par la méthode des moindres carrés généralisés.

PTM des entreprises exportatrices.

L'estimation de l'équation (2.3) conduit aux résultats suivants. Les effets fixes sectoriels et les effets importateurs n'expliquent au total que 7% de la variance des coefficients de *pass-through* estimés en première étape. La part non-expliquée de la variance représente alors une hétérogénéité attribuable aux spécificités de chaque secteur importateur, captée par le résidu ε^{jc} . Tandis que le faible pouvoir explicatif de cette régression peut à première vue être assez déstabilisant, il ne fait au contraire que confirmer l'analyse théorique du chapitre 1 selon laquelle les stratégies de PTM sont définies en fonction de caractéristiques propres au secteur importateur telles que la forme de la demande ou la structure concurrentielle.

En ce qui concerne la variance des coefficients expliquée par les effets sectoriels et les effets fixes "importateurs", plus de 97% peut être imputée aux effets sectoriels contre 2.4% seulement pour les effets pays. Ces résultats suggèrent donc que les spécificités sectorielles pures, comme la nature des biens échangés étudiée au chapitre précédent, expliquent une part nettement plus importante de l'hétérogénéité des coefficients de *pass-through* que les facteurs spécifiques au pays importateur.

Malgré leur faible pouvoir explicatif, l'analyse des effets pays reste néanmoins intéressante. En effet, le poids des coefficients sectoriels dans la variance expliquée des coefficients de *pass-through* est en partie dû au nombre de ces effets sectoriels, qui dépasse largement celui des effets pays. De plus, on peut interpréter les effets pays comme une mesure de la composante "macroéconomique" du *pass-through*, i.e. de l'influence sur les stratégies des exportateurs des caractéristiques propres au pays importateur, dans son ensemble¹². Cette information est résumée dans le tableau 2.2 qui met en évidence

¹²Il faut noter ici que le terme "composante macroéconomique" est un peu abusif, les effets "pays" permettant également d'identifier des facteurs explicatifs du *pass-through* qui ne sont pas liés à l'environnement macroéconomique du pays importateur. En particulier, certains aspects de la structure des marchés peuvent être captés par ces effets fixes. Ainsi, un pays qui mettrait en place des insti-

TAB. 2.2 – Coefficients de *pass-through* “purs”, par importateur^(a)

Importateur	Effet fixe estimé	Ecart-type estimé
Japon	0.707	(0.019)
Canada	0.731	(0.025)
Etats-Unis	0.740	(0.011)
Espagne	0.747	(0.025)
Suisse	0.802	(0.031)
Allemagne	0.808	(0.013)
Corée	0.837	(0.029)
Chine	0.868	(0.029)
Italie	0.868	(0.023)
France	0.884	(0.019)
Reste du monde	0.890	(0.011)
Autres UE15 ^(b)	0.902	(0.019)
Nouveaux Membres UE ^(c)	0.930	(0.031)
Pays Bas, Suède, Belgique	0.941	(0.016)
Royaume Uni	0.957	(0.019)
Brésil, Russie, Inde	0.984	(0.036)
Autres OCDE ^(d)	0.996	(0.021)

^(a) Effets fixes importateurs, estimés à partir de l'équation (2.3)

(\hat{fix}^j) .

^(b) Danemark, Finlande, Grèce, Irlande, Luxembourg, Portugal, Autriche.

^(c) Chypre, République tchèque, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Pologne, Slovaquie, Slovénie.

^(d) Australie, Islande, Mexique, Nouvelle Zélande, Norvège, Turquie.

une hétérogénéité entre pays importateurs. Les résultats suggèrent en effet que si on ne tient compte que de l'influence de l'environnement macroéconomique sur les stratégies de PTM des firmes, le *pass-through* moyen varie entre 70 et 100% selon le pays considéré. Cette hétérogénéité suggère que les comportements de *pass-through* sont effectivement affectés par des spécificités propres à chaque pays importateur. Par rapport aux statistiques descriptives présentées dans la section 2.2.2, le coefficient de *pass-through* moyen augmente pour le Royaume Uni, la Suisse, le Canada et les groupe des “Autres pays de l'OCDE” mais diminue pour le Japon et la Corée. La comparaison des effets pays estimés suggère qu'en dehors de tout effet sectoriel, le *pass-through* tend à être plus faible aux Etats-Unis, au Canada et au Japon qu'en direction des pays européens.

Cette décomposition des écarts de *pass-through* estimés en une composante sectorielle et une composante pays permet donc de confirmer l'existence d'une hétérogénéité structurelle de comportements des exportateurs vis-à-vis des différents pays importateurs attribuables à des spécificités macroéconomiques. Même si cette composante n'explique qu'une part faible de l'hétérogénéité des coefficients sectoriels de *pass-through*, on peut s'interroger sur les déterminants de ces écarts de comportements. C'est ce qui est fait dans la section suivante.

2.3.2 Déterminants macroéconomiques

Comme on l'évoquait dans l'introduction de ce chapitre, les modèles macroéconomiques récents qui s'intéressent au phénomène de *pass-through* incomplet apportent des éléments théoriques permettant d'expliquer des écarts entre marchés importateurs en ce qui concerne la réaction des firmes aux variations de change. L'avantage de la stra-

tutions favorisant la concurrence sur les marchés serait caractérisé par des marchés en moyenne plus concurrentiels, et ce quel que soit le secteur considéré. Dans ce qui suit, on parle donc de déterminants “macroéconomiques” du *pass-through* pour qualifier tout facteur influençant l'ensemble des exportateurs, quel que soit le secteur considéré.

tégie empirique utilisée ici est qu'elle permet de tester directement les prédictions de ces modèles sur données sectorielles. On peut alors examiner dans quelle mesure les effets d'équilibre général étudiés par les modèles macroéconomiques sont pertinents pour expliquer les écarts de *pass-through* résultants du comportement stratégique des firmes exportatrices.

Dans ce qui suit, on s'intéresse principalement à trois déterminants potentiels des écarts de *pass-through* entre importateurs :

- les écarts entre pays en terme de volatilité du change : les résultats théoriques de Devereux et al. (2004), Corsetti & Pesenti (2005) et Engel (2005) suggèrent en effet que le *pass-through* devrait être positivement corrélé à la volatilité du taux de change du pays importateur. En effet, le risque de change supporté par l'exportateur adoptant une stratégie de PTM diminue quand la monnaie du pays se stabilise. Dans un cadre d'équilibre général, les exportateurs sont donc incités à adopter une stratégie de lissage de leurs prix dans une monnaie pour laquelle les fluctuations de change sont suffisamment faibles,
- l'ampleur de l'intégration de chaque pays dans le commerce mondial : on s'inspire ici de l'argument de Taylor (2000) qui explique la propension au *pricing-to-market* par les pressions concurrentielles que s'exercent les firmes entre elles. Pour tester cette hypothèse, Taylor (2000) utilise une méthode indirecte utilisant comme variable explicative non pas un indicateur de l'intensité des pressions concurrentielles mais une mesure de l'inflation, l'idée étant que la stabilisation des prix favorise les comportements d'arbitrage des consommateurs renforçant la concurrence. Cette approche n'est pas pertinente ici car l'inflation est susceptible d'être corrélée avec la volatilité du taux de change. Dans ce qui suit, l'hypothèse de Taylor est donc testée en utilisant une mesure de l'intégration des marchés au commerce mondial. En effet, si on admet que les pressions concurrentielles sont plus fortes dans un marché

intégré sur lequel de nombreuses entreprises se font concurrence et si l'argument théorique de Taylor est validée empiriquement, on devrait observer un *pass-through* plus faible sur des marchés relativement intégrés au commerce international,

- les écarts de PIB par tête entre marchés importateurs : on s'attend ici à observer un *pass-through* plus faible en direction de pays au PIB par tête élevé. En effet, si les pays riches représentent des marchés stratégiques pour les exportateurs, ces derniers ont une incitation forte à augmenter leur part de marché dans ces pays ce qui les pousse à adopter des stratégies de *pricing-to-market*.

Les résultats de cette analyse sont résumés dans le tableau 2.4. Chaque colonne correspond à une estimation dans laquelle les coefficients sectoriels estimés ($\hat{\gamma}^{jc}$) sont expliqués par :

- un vecteur d'effets fixes sectoriels, servant de contrôle pour les déterminants du *pass-through* liés à la nature du bien échangé,
- un ou plusieurs des déterminants macroéconomiques précédents mesurés par¹³ i) la volatilité du taux de change nominal entre la monnaie de j et le dollar ($TCVol^j$ exprimée en %) ¹⁴, ii) un indicateur d'intégration du marché j , calculé conformément aux modèles structurels d'Economie Géographique par Head & Mayer (2004b) ¹⁵ (INT^j qui augmente quand j devient plus intégré au niveau mondial), iii) le logarithme du PIB par tête moyen de l'importateur j , au cours de la période d'estimation, utilisé comme variable *proxy* de la richesse du pays ($LCGDP^j$ en

¹³Tous les détails concernant la mesure de ces indicateurs "macroéconomiques" sont fournis en Annexe A.2.

¹⁴Idéalement, il faudrait calculer la volatilité du taux de change effectif de j . Cependant, dans la mesure où les Etats-Unis sont un gros fournisseur de biens pour la plupart des pays considérés et que, même en provenance d'autres pays, les biens exportés sont souvent facturés en dollars, cette approximation devrait être satisfaisante. L'utilisation du taux de change effectif n'est pas évidente ici puisque le poids de chaque pays dans cette variable évolue au cours de la période couverte par les coefficients estimés qui servent de variable dépendante.

¹⁵Merci à Thierry Mayer d'avoir mis à ma disposition ces données.

Parité des Pouvoirs d'Achat), .

D'après les arguments théoriques ci-dessus, on s'attend à obtenir un coefficient positif associé à $TCVol^j$, tandis que l'influence de INT^j et de $LCGDP^j$ devrait être négative.

Si on note $MACRO^j$ le vecteur contenant les déterminants macroéconomiques j -spécifiques dont l'influence sur les comportements de *pass-through* est étudiée, la forme générale de l'estimation est la suivante :

$$\hat{\gamma}^{jc} = MACRO^j + fix^c + \varepsilon^{jc} \quad (2.4)$$

Cette équation est estimée par la méthode des moindres carrés pondérés, utilisant comme pondérations l'inverse des écarts-type estimés pour tenir compte de l'erreur d'estimation de première étape¹⁶. Dans un premier temps, chacune des variables macroéconomiques est introduite séparément (colonnes A à C du tableau 2.3). La robustesse des résultats univariés est ensuite testée en introduisant les variables macroéconomiques deux par deux (colonnes D à F) puis toutes ensemble (colonne G). Ces estimations multivariées permettent de comparer l'influence relative de chaque facteur et de vérifier que les effets mis en évidence ne sont pas colinéaires.

Ces estimations suggèrent que le *pass-through* est plus élevé lorsque le taux de change du pays importateur est volatile (colonne A), lorsque son PIB par tête est relativement faible (colonne B) et sur des marchés faiblement intégrés au commerce international (colonne C). L'analyse multivariée permet de confirmer ces résultats. L'introduction simultanée dans l'équation estimée du degré d'intégration des marchés avec la volatilité du change (colonne E) ou le PIB par tête (colonne F) aboutit à des coefficients qui restent significatifs et du signe attendu. Dans les deux cas cependant, les coefficients sont plus

¹⁶Ici aussi, il conviendrait de vérifier la robustesse des résultats à l'utilisation d'une méthode, plus adaptée, de moindres carrés quasi-généralisés.

TAB. 2.3 – Déterminants macroéconomiques des coefficients sectoriels de *pass-through*

Modèle	Variable dépendante : $\hat{\gamma}^{jc}$						
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)
Constante	0.71 ^(a) (.249)	1.49 ^(a) (.273)	0.80 ^(a) (.233)	1.41 ^(a) (.260)	0.75 ^(a) (.233)	1.31 ^(a) (.253)	1.37 ^(a) (.260)
$TCVOL^j$	1.99 ^(a) (.280)			-0.10 (.253)	1.08 ^(a) (.191)		-0.25 (.259)
$LCGDP^j$		-0.08 ^(a) (.007)		-0.07 ^(a) (.008)		-0.06 ^(a) (.006)	-0.06 ^(a) (.008)
INT^j			-1.07 ^(a) (.111)		-0.67 ^(a) (.131)	-0.34 ^(b) (.134)	-0.37 ^(a) (.137)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nb Obs	18793	17680	18793	17680	18793	17680	17680
R^2 ajusté	14.0%	14.0%	17.7%	18.1%	17.9%	18.1%	18.1%

^{(a),(b)} correspondent, respectivement, à un coefficient significatif au seuil de 1 et 5%.

faibles (en valeur absolue) que dans la régression univariée. En revanche, le coefficient relatif à la volatilité du change devient non significatif, quand cette variable est associée à celle mesurant le PIB par tête (colonnes D et G). Cette perte de significativité suggère l'existence d'un problème de multi-colinéarité entre ces variables¹⁷. La faible robustesse des résultats relatifs à l'impact de la volatilité des changes pourrait également être liée à un problème de causalité inverse. En effet, Betts & Devereux (1996) expliquent la volatilité du taux de change par les comportements de PTM dans un modèle d'équilibre général.

Ces régressions permettent néanmoins de valider certaines intuitions des modèles macroéconomiques de *pricing-to-market*. Elles suggèrent que le *pass-through* moyen est significativement plus faible en direction de pays riches et intégrés dans le commerce international. En revanche, l'influence de la volatilité du taux de change étudiée notamment par Devereux et al. (2004), Corsetti & Pesenti (2005) ou Engel (2005) apparaît

¹⁷En effet, la corrélation entre les séries $TCVOL^j$ et $LCGDP^j$ est significativement négative à -0.4.

moins robuste. Dans la mesure où les caractéristiques testées sont spécifiques à chaque pays, ces effets peuvent expliquer les différences de *pass-through* entre pays importateurs observés dans les estimations agrégées. Cependant, les mécanismes mis en évidence sont fondamentalement microéconomiques et leur intensité peut varier en fonction des caractéristiques de la firme. Il est donc crucial de les aborder dans des modèles théoriques micro-fondés (comme le fait la littérature macroéconomique récente) et de les tester au niveau désagrégé, comme dans le présent chapitre.

2.4 Conclusion

Après avoir mis en évidence dans le chapitre précédent la forte hétérogénéité intersectorielle des comportements moyens de *pricing-to-market* des firmes exportatrices, les estimations de ce chapitre ont permis d'étudier les écarts de *pass-through* à destination de différents pays importateurs d'un même bien. Même avec cette méthode qui réduit les effets de composition, on observe une hétérogénéité entre pays importateurs en terme de sensibilité des prix aux variations de change. Ce résultat suggère que les exportateurs adoptent des stratégies de PTM différenciées selon le pays où sont vendus les biens.

A partir des coefficients de PTM estimés dans la double dimension “produit” et “pays importateur”, on commence par décomposer l'hétérogénéité estimée en une composante sectorielle pure, une composante “pays” et une composante résiduelle attribuable à des caractéristiques propres au pays importateur et au secteur considéré. Cette décomposition montre que la plupart des écarts de *pass-through* relève de la composante résiduelle, i.e. de spécificités propres au secteur importateur considéré. Ce résultat est conforme aux résultats théoriques du chapitre 1 qui mettent en évidence le rôle de déterminants propres au secteur et au marché considéré (forme de la fonction de demande, structure compétitive du marché importateur, etc.) pour expliquer les stratégies de PTM. En de-

hors de ces déterminants, une part relativement élevée de l'hétérogénéité s'explique par les effets fixes sectoriels, i.e. par la nature des biens échangés. Enfin, bien que le pouvoir explicatif des effets fixes "importateurs" soient faibles, les coefficients de PTM sont également influencés par des spécificités macroéconomiques du pays importateur.

L'étude de cette composante "macroéconomique" des coefficients de PTM estimés montre que le *pass-through* en direction des Etats-Unis mais aussi du Canada ou du Japon est structurellement plus faible, résultat conforme à la littérature empirique sur données agrégées. Comme le montrent Goldberg & Tille (2006), ces asymétries ont des conséquences importantes en terme de politique économique puisqu'elles impliquent qu'en dehors de tout effet de composition sectorielle, l'ajustement réel des échanges internationaux aux fluctuations de change varie d'un pays à l'autre.

Ces écarts "macroéconomiques" sont interprétés ici comme le reflet de spécificités propres à chaque pays, influençant les décisions de prix des firmes exportatrices. En effet, plusieurs modèles de la Nouvelle Macroéconomie Ouverte montrent comment certaines variables macroéconomiques peuvent affecter les stratégies de prix et la taille du *pass-through*. Quand on teste ces prédictions théoriques à partir des coefficients de PTM estimés dans la double dimension produit et pays, on montre que le *pass-through* est en moyenne plus faible en direction de pays dont le taux de change est peu volatile. D'après les résultats de plusieurs macroéconomiques, ce résultat s'explique par la corrélation positive entre la volatilité du change et le coût d'une stratégie de lissage des effets du change sur les prix en monnaie locale. D'autre part, il apparaît que la taille du *pass-through* est négativement corrélée avec le PIB par tête du pays. En effet, les pays riches représentent des marchés stratégiques pour les entreprises exportatrices ce qui renforce leur incitation à maintenir leur part de marché en cas de choc de change, en compensant les hausses de prix par des ajustements de leur marge. Enfin, on montre que le *pass-through* est plus faible en direction de pays relativement intégrés au commerce international. L'interpré-

tation qui est faite de ce résultat est que l'ouverture aux échanges d'un pays provoque l'entrée de nouvelles firmes sur son marché ce qui accroît les pressions concurrentielles et incite les producteurs étrangers à adopter des stratégies de *pricing-to-market*.

L'estimation sur données sectorielles de l'impact des variables macroéconomiques sur les stratégies de *pass-through* confirme donc les intuitions des modèles théoriques. Néanmoins, la part de l'hétérogénéité des coefficients de *pass-through* expliquée par les variables macroéconomiques est faible. En effet, les écarts de *pass-through* s'expliquent principalement par des spécificités sectorielles, influençant le risque de demande perçu par la firme en cas de choc de change. Dès lors, on peut s'interroger sur la pertinence des modèles étudiant les interactions possibles entre les choix de politique monétaire optimale et le degré de *pass-through* dans un cadre d'équilibre général¹⁸. En effet, dans la mesure où les stratégies de *pass-through* dépendent principalement de spécificités individuelles, on peut douter de l'efficacité d'une politique économique visant à influencer le niveau du *pass-through*.

Pour conclure, les estimations des deux chapitres de cette première partie confirment l'intérêt d'une modélisation micro-fondée du phénomène de *pass-through* incomplet. L'étude théorique de la réaction des firmes à des variations de change dans un cadre de marchés segmentés montre en effet que les comportements de *pass-through* relèvent de stratégies complexes influencées par de nombreux facteurs propres à la firme exportatrice et au marché sur lequel elle vend ses produits. Ces résultats sont confirmés par la forte hétérogénéité des distributions de coefficients estimés, hétérogénéité qui porte à la fois sur la dimension sectorielle et sur la dimension géographique. Le caractère désagrégé de l'approche empirique permet en outre de tester directement plusieurs intuitions des modèles théoriques susceptibles d'expliquer ces écarts. En particulier, on montre

¹⁸C'est par exemple le cas du modèle de Corsetti & Pesenti (2005).

que la propension des firmes à lisser l'impact des variations de change sur les prix à l'importation dépend fondamentalement de la forme de la demande à laquelle elles font face sur chaque marché importateur. Celle-ci dépend du type de bien importé, de la taille du marché importateur mais aussi de la forme de la concurrence à laquelle les entreprises font face. Ces déterminants varient d'un secteur et d'un pays importateur à l'autre, hétérogénéité que les estimations sur données macroéconomiques ne peuvent identifier. Ces résultats confirment donc l'intérêt de la démarche désagrégée pour étudier les déterminants du *pass-through*.

Pour étendre ce travail, plusieurs pistes de recherche peuvent être envisagées. Du point de vue empirique, l'extension naturelle de cette étude est d'estimer des coefficients de PTM au niveau de la firme individuelle ce qui permettrait de mieux identifier les déterminants microéconomiques des comportements sous-jacents. En outre, il serait intéressant de pouvoir identifier la nature des relations entre l'exportateur et son client, pour distinguer en particulier le commerce intra-firme des échanges se faisant sur les marchés internationaux. Enfin, du point de vue théorique, il serait intéressant de construire un modèle de *Pricing-to-Market* tenant compte de l'hétérogénéité des comportements individuels, en utilisant par exemple l'approche développée par Méltz (2003). Etudier dans un cadre d'équilibre général la manière dont l'hétérogénéité des stratégies de prix influence le *pass-through* agrégé pourrait permettre de mieux comprendre certains faits stylisés concernant l'évolution tendancielle du *pass-through*.

Annexes A

A.1 Fixation des prix à l'exportation et *Pricing-to-Market* en équilibre partiel

A.1.1 Monopole

On considère une firme i qui produit un bien k en monopole avec une technologie à rendements constants n'utilisant que des facteurs locaux. Sa production est ensuite vendue sur N marchés segmentés. En outre, on tient compte cette fois-ci de l'existence d'un coût à l'échange international, modélisée par un coût iceberg T_t^{ijk} (cf. Samuelson (1954)). La résolution du programme de maximisation du profit réalisé sur le marché j conduit aux conditions d'optimisation suivantes :

$$\begin{aligned} 0 &= P_t^{ijk}(\eta_t^{ijk} - 1) - \eta_t^{ijk} C m_t^{ik} \\ 0 &> \frac{\partial P_t^{ijk}}{\partial Q_t^{ijk}}(\eta_t^{ijk} - 1) + \frac{\partial \eta_t^{ijk}}{\partial Q_t^{ijk}}(P_t^{ijk} - C m_t^{ik}) \end{aligned}$$

où P_t^{ijk} est le prix à l'exportation hors coûts de transport du bien k en direction du marché j , $C m_t^{ik}$ est le coût marginal de production, supposé exogène à la firme, et η_t^{ijk} est l'inverse de l'élasticité-prix de la demande sur le marché j :

$$\eta_t^{ijk} \equiv - \frac{\partial \ln Q_t^{ijk}}{\partial \ln (T_t^{ijk} P_t^{ijk} / S_t^{ij})} = \eta_t^{ijk} \left(\frac{T_t^{ijk} P_t^{ijk}}{S_t^{ij}}, Z_t^{jk} \right)$$

L'élasticité de la demande est écrite comme une fonction du prix en monnaie locale ($T_t^{ijk} P_t^{ijk} / S_t^{ij}$ avec S_t^{ij} le taux de change bilatéral permettant de convertir le prix en monnaie de l'importateur) et d'un certain nombre de variables décrivant les conditions de ventes sur le marché j (regroupées dans le vecteur Z_t^{jk}).

Grâce à la condition du premier ordre, on obtient le prix à l'optimum du producteur

(équation (1.1) du chapitre 1) :

$$P_t^{ijk} = C m_t^{ik} \frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - 1}$$

qui n'implique un profit opérationnel positif que si l'élasticité de la demande est supérieure à un, condition qu'on suppose vérifiée dans ce qui suit. Après simplification, la condition du second ordre devient :

$$\frac{\eta_t^{ijk} - 1 + \xi_{T^{ijk} P^{ijk} / S^{ij}}^{\eta^{ijk}}}{\eta_t^{ijk} - 1} > 0 \quad \text{avec} \quad \xi_{T^{ijk} P^{ijk} / S^{ij}}^{\eta^{ijk}} \equiv \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln (T_t^{ijk} P_t^{ijk} / S_t^{ij})}$$

Pour dériver la forme analytique du coefficient de PTM, défini comme l'élasticité du prix P_t^{ijk} au taux de change S_t^{ij} , on part de la forme logarithmique de la condition du premier ordre :

$$p_t^{ijk} = c m_t^{ik} + \ln \left[\eta_t^{ijk} \left(\frac{T_t^{ijk} P_t^{ijk}}{S_t^{ij}}, Z_t^{jk} \right) \right] - \ln \left[\eta_t^{ijk} \left(\frac{T_t^{ijk} P_t^{ijk}}{S_t^{ij}}, Z_t^{jk} \right) - 1 \right]$$

à laquelle on applique un développement de Taylor autour du point $(T_t^{ijk} P_t^{ijk} / S_t^{ij}, Z_t^{jk}) = (1, 1)^1$. Si le coût marginal de production ne dépend ni du prix en monnaie locale, ni des variables du vecteur Z_t^{jk} , on obtient l'équation de prix suivante :

$$\begin{aligned} p_t^{ijk} &= c m_t^{ik} + \ln \left(\frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - 1} \right) + \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln (T_t^{ijk} P_t^{ijk} / S_t^{ij})} \Big|_{(1,1)} \ln \left(\frac{T_t^{ijk} P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right) \\ &+ \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \Big|_{(1,1)} \ln Z_t^{jk} - \frac{\partial \ln (\eta_t^{ijk} - 1)}{\partial \ln \eta_t^{ijk}} \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln (T_t^{ijk} P_t^{ijk} / S_t^{ij})} \Big|_{(1,1)} \ln \left(\frac{T_t^{ijk} P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right) \\ &- \frac{\partial \ln (\eta_t^{ijk} - 1)}{\partial \ln \eta_t^{ijk}} \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \Big|_{(1,1)} \ln Z_t^{jk} \\ \Leftrightarrow p_t^{ijk} &= c m_t^{ik} + \ln \left(\frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - 1} \right) - \frac{\xi_{T^{ijk} P^{ijk} / S^{ij}}^{\eta^{ijk}}}{\eta_t^{ijk} - 1} (t_t^{ijk} + p_t^{ijk} - s_t^{ij}) - \frac{\xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}}}{\eta_t^{ijk} - 1} z_t^{jk} \end{aligned}$$

où η_t^{ijk} est l'élasticité-prix de la demande au point $(T_t^{ijk} P_t^{ijk} / S_t^{ij}, Z_t^{jk}) = (1, 1)$ tandis

¹Ce point est choisi de façon à alléger les notations. Cependant, on obtiendrait le même coefficient de PTM si on choisissait un autre point de référence. Seule la constante de l'équation de prix est en effet affectée par le choix du point fixe.

que $\xi_{T^{ijk}P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}$ est sa dérivée logarithmique par rapport au prix en monnaie locale en ce point. $\xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}}$ est quant-à-elle définie comme l'élasticité de η_t^{ijk} aux variables de Z_t^{jk} .

Dans ce qui suit, on note $\xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}}$ l'élasticité du coût de transport aux variations du taux de change² : $\xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}} \equiv \partial t_t^{ijk} / \partial s_t^{ij}$. Si on tient compte de cette source additionnelle de sensibilité des prix aux variations de change, on trouve après simplification l'équation de prix suivante :

$$p_t^{ijk} = (1 - \beta_{MC}^{ijk}) \left[cm_t^{ik} + \ln \left(\frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - 1} \right) \right] + \beta_{MC}^{ijk} (1 - \xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}}) s_t^{ij} - \frac{\xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}}}{\xi_{T^{ijk}P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}} \beta_{MC}^{ijk} z_t^{jk}$$

avec

$$\beta_{MC}^{ijk} \equiv \frac{\xi_{T^{ijk}P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}}{\eta_t^{ijk} - 1 + \xi_{T^{ijk}P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}}$$

Pour $\xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}} = 0$, on retrouve l'équation de prix (1.2) du chapitre 1. D'après la condition du second ordre pour $\eta_t^{ijk} > 1$, on a : $\eta_t^{ijk} - 1 + \xi_{T^{ijk}P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} > 0$ de sorte que le signe de β_{MC}^{ijk} ne dépend que de celui de l'élasticité $\xi_{T^{ijk}P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}$. En outre, on vérifie que la sensibilité des coûts de transport aux variations de change est négativement corrélée à l'intensité du PTM : si le coût de transport augmente quand la monnaie de l'exportateur s'apprécie ($\xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}} < 0$) alors le coefficient de PTM est plus élevé que lorsque les coûts de transport sont insensibles aux mouvements de change. Enfin, la relation entre le coefficient de PTM et le coefficient de *pass-through* est affectée par la sensibilité des coûts de transport aux chocs de change :

$$PT^{ijk} \equiv \left| \frac{\partial (p_t^{ijk} + t_t^{ijk} - s_t^{ij})}{\partial s_t^{ij}} \right| = \left| \beta_{MC}^{ijk} (1 - \xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}}) + \xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}} + 1 \right| = (1 - \beta_{MC}^{ijk}) (1 - \xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}})$$

Pour $\xi_{S^{ij}}^{T^{ijk}} < 0$ (respectivement > 0), inférer l'ampleur du *pass-through* en ne tenant compte que des coefficients estimés de PTM conduit à sous-estimer (sur-estimer) le *pass-through*.

²A la suite de Rose (2000), de nombreuses estimations de l'équation de gravité mettent en évidence l'impact du régime de change sur l'intensité des flux d'échange (cf. Anderson & van Wincoop (2004) pour une revue de ces estimations). Ces articles trouvent un lien de causalité négatif entre l'intensité du commerce et le fait de partager une même monnaie. Baldwin & Taglioni (2004) expliquent ce résultat par l'impact de la volatilité des taux de change sur le coût à l'échange, qui influence la décision des firmes d'entrer sur un marché importateur. Une autre explication, permettant de lier le coût à l'échange au taux de change **en niveau** est de supposer que les exportateurs ont accès à des instruments de couverture contre le risque de change dont le prix dépend de l'évolution du taux de change.

A.1.2 Concurrence oligopolistique

En concurrence oligopolistique, les conditions d'optimisation s'écrivent :

$$\begin{aligned} 0 &= P_t^{ijk}(\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk}) - \eta_t^{ijk} C m_t^{ik} \\ 0 &> \frac{\partial P_t^{ijk}}{\partial Q_t^{ijk}}(\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk}) + \frac{\partial \eta_t^{ijk}}{\partial Q_t^{ijk}}(P_t^{ijk} - C m_t^{ik}) - \frac{\partial \omega_t^{ijk}}{\partial Q_t^{ijk}} P_t^{ijk} \end{aligned}$$

avec ω_t^{ijk} la part de marché de l'exportateur représentatif du pays i sur le marché du bien k dans le pays j . Par analogie avec ce qui précède, la part de marché est définie comme une fonction du prix en monnaie locale³ et des conditions de ventes sur le marché importateur :

$$\omega_t^{ijk} = \frac{Q_t^{ijk}}{Q_t^{ijk} + \sum_{l \neq i} Q_t^{ljk}} \equiv \omega_t^{ijk} \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}}, Z_t^{jk} \right)$$

Le logarithme du prix à l'optimum du producteur s'écrit alors :

$$p_t^{ijk} = c m_t^{ik} + \ln \left[\eta_t^{ijk} \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}}, Z_t^{jk} \right) \right] - \ln \left[\eta_t^{ijk} \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}}, Z_t^{jk} \right) - \omega_t^{ijk} \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}}, Z_t^{jk} \right) \right]$$

tandis que la condition du second ordre devient après simplification :

$$\frac{\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk} + \omega_t^{ijk} (\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}})}{\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk}} > 0 \quad \text{avec} \quad \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}} \equiv \frac{\partial \ln \omega_t^{ijk}}{\partial \ln (P_t^{ijk}/S_t^{ij})}$$

Cette fois-ci, le taux de change bilatéral influence donc le prix à l'optimum du producteur par le biais de l'élasticité-prix de la demande mais aussi de la part de marché de la firme. La transformation de Taylor autour du point fixe $(P_t^{ijk}/S_t^{ij}, Z_t^{jk}) = (1, 1)$ donne :

$$\begin{aligned} p_t^{ijk} &= c m_t^{ik} + \ln \left(\frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk}} \right) + \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln (P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \Big|_{(1,1)} \ln \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right) + \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \Big|_{(1,1)} \ln Z_t^{jk} \\ &- \frac{\partial \ln (\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk})}{\partial \ln \eta_t^{ijk}} \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln (P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \Big|_{(1,1)} \ln \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right) - \frac{\partial \ln (\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk})}{\partial \ln \eta_t^{ijk}} \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \Big|_{(1,1)} \ln Z_t^{jk} \\ &- \frac{\partial \ln (\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk})}{\partial \ln \omega_t^{ijk}} \frac{\partial \ln \omega_t^{ijk}}{\partial \ln (P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \Big|_{(1,1)} \ln \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right) - \frac{\partial \ln (\eta_t^{ijk} - \omega_t^{ijk})}{\partial \ln \omega_t^{ijk}} \frac{\partial \ln \omega_t^{ijk}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \Big|_{(1,1)} \ln Z_t^{jk} \end{aligned}$$

³On néglige ici les coûts de transport qui sont donc supposés insensibles aux variations de change.

avec ω^{ijk} la part de marché de l'exportateur représentatif de i au point fixe. En notant $\xi_{Z^{jk}}^{\omega^{ijk}}$ l'élasticité de ω_t^{ijk} aux variables de demande Z_t^{jk} , on trouve :

$$p_t^{ijk} = cm_t^{ik} + \ln \left(\frac{\eta^{ijk}}{\eta^{ijk} - \omega^{ijk}} \right) - \frac{\omega^{ijk}(\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}})}{\eta^{ijk} - \omega^{ijk}} (p_t^{ijk} - s_t^{ij}) - \frac{\omega^{ijk}(\xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}} - \xi_{Z^{jk}}^{\omega^{ijk}})}{\eta^{ijk} - \omega^{ijk}} z_t^{jk}$$

Après avoir regroupé les termes en p_t^{ijk} , on trouve une équation de prix de la forme suivante :

$$p_t^{ijk} = (1 - \beta_{OC}^{ijk}) \left[cm_t^{ik} + \ln \left(\frac{\eta^{ijk}}{\eta^{ijk} - \omega^{ijk}} \right) \right] + \beta_{OC}^{ijk} s_t^{ij} - \frac{\xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}} - \xi_{Z^{jk}}^{\omega^{ijk}}}{\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}}} \beta_{OC}^{ijk} z_t^{jk}$$

avec le coefficient de PTM :

$$\beta_{OC}^{ijk} \equiv \frac{\omega^{ijk}(\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}})}{\eta^{ijk} - \omega^{ijk} + \omega^{ijk}(\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}})}$$

D'après la condition du second ordre pour $\eta_t^{ijk} > \omega_t^{ijk}$, le dénominateur de β_{OC}^{ijk} est positif de sorte que le signe du coefficient de PTM ne dépend que de celui de $\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}}$.

Dans le cas de concurrence oligopolistique, le coefficient de PTM dépend donc de la forme de la fonction de demande mais aussi de la part de marché de la firme dans le pays j et de sa sensibilité au prix en monnaie locale.

En utilisant la définition de la part de marché ω_t^{ijk} et en notant η^{ijk*} l'élasticité-prix croisée de la demande ($\eta^{ijk*} = \partial \ln \sum_{l \neq i} Q_t^{ljk} / \partial \ln (P_t^{ijk} / S_t^{ij}) \big|_{(1,1)}$), on vérifie que :

$$\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\omega^{ijk}} \equiv \frac{\partial \ln \left(\frac{Q_t^{ijk}}{Q_t^{ijk} + \sum_{l \neq i} Q_t^{ljk}} \right)}{\partial \ln \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right)} \bigg|_{(1,1)} = -(\eta^{ijk} + \eta^{ijk*})(1 - \omega^{ijk})$$

Pour une fonction de demande à élasticité constante, on a :

$$\beta_{OC}^{ijk} = \frac{\omega^{ijk}(1 - \omega^{ijk})(\eta^{ijk} + \eta^{ijk*})}{\eta^{ijk} - \omega^{ijk} + \omega^{ijk}(1 - \omega^{ijk})(\eta^{ijk} + \eta^{ijk*})}$$

La dérivée de β_{OC}^{ijk} à la part de marché de la firme s'écrit alors :

$$\frac{\beta_{OC}^{ijk}}{\omega^{ijk}} = \frac{(\eta^{ijk} + \eta^{ijk*})[\eta^{ijk}(1 - 2\omega^{ijk}) + \omega^{ijk}]}{[\eta^{ijk} - \omega^{ijk} + \omega^{ijk}(\eta^{ijk} + \eta^{ijk*})(1 - \omega^{ijk})]^2}$$

On vérifie donc que β_{OC}^{ijk} est une fonction croissante de ω^{ijk} pour une part de marché inférieure à $\bar{\omega}^{ijk} = -\eta^{ijk} + \sqrt{\eta^{ijk}(\eta^{ijk} + 1)}$ et décroissante de ω^{ijk} au-dessus de cette valeur seuil de la part de marché.

A.1.3 Technologie à rendements non constants

On repart du cadre analytique du paragraphe A.1.1 mais on suppose cette fois-ci que le coût marginal de production dépend du volume total produit :

$$Cm_t^{ik} = B_t^{ik} Q_t^{ik \nu^{ik} - 1}$$

avec ν^{ik} une mesure des rendements d'échelle. La condition du premier ordre est inchangée :

$$0 = P_t^{ijk}(\eta_t^{ijk} - 1) - \eta_t^{ijk} Cm_t^{ik}$$

Par contre, avec des rendements non constants, le coût marginal dépend de la quantité vendue Q_t^{ijk} et la condition du second ordre devient :

$$0 > \frac{\partial P_t^{ijk}}{\partial Q_t^{ijk}}(\eta_t^{ijk} - 1) + \frac{\partial \eta_t^{ijk}}{\partial Q_t^{ijk}}(P_t^{ijk} - Cm_t^{ik}) - \frac{\partial Cm_t^{ik}}{\partial Q_t^{ijk}} \eta_t^{ijk}$$

La transformation de Taylor du logarithme du prix autour du point fixe donne :

$$\begin{aligned} p_t^{ijk} &= cm^{ik} + (\nu^{ik} - 1) \left. \frac{\partial \ln Q_t^{ik}}{\partial \ln(P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \right|_{(1,1)} \ln \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right) + (\nu^{ik} - 1) \left. \frac{\partial \ln Q_t^{ik}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \right|_{(1,1)} \ln Z_t^{jk} \\ &+ \ln \left(\frac{\eta^{ijk}}{\eta^{ijk} - 1} \right) + \left. \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln(P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \right|_{(1,1)} \ln \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right) + \left. \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \right|_{(1,1)} \ln Z_t^{jk} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& - \frac{\partial \ln(\eta_t^{ijk} - 1)}{\partial \ln \eta_t^{ijk}} \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln(P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \Big|_{(1,1)} \ln \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right) - \frac{\partial \ln(\eta_t^{ijk} - 1)}{\partial \ln \eta_t^{ijk}} \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \Big|_{(1,1)} \ln Z_t^{jk} \\
& \Leftrightarrow p_t^{ijk} = cm^{ik} + \ln \left(\frac{\eta^{ijk}}{\eta^{ijk} - 1} \right) + \frac{(\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{Q^{ik}} - \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}(p_t^{ijk} - s_t^{ij})}{\eta^{ijk} - 1} \\
& + \frac{(\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\xi_{Z^{jk}}^{Q^{ik}} - \xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}}z_t^{jk}}{\eta^{ijk} - 1}
\end{aligned}$$

avec cm^{ik} le coût marginal au point fixe, $\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{Q^{ik}}$ l'élasticité de la production totale au prix en monnaie locale et $\xi_{Z^{jk}}^{Q^{ik}}$ sa sensibilité aux variables de demande du vecteur Z_t^{jk} .

Après simplification, on obtient l'équation de prix suivante :

$$p_t^{ijk} = (1 - \beta_{RC}) \left[cm^{ik} + \ln \left(\frac{\eta^{ijk}}{\eta^{ijk} - 1} \right) \right] + \beta_{RC} s_t^{ij} - \gamma_{RC} z_t^{jk}$$

avec :

$$\begin{aligned}
\beta_{RC} & \equiv \frac{\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - (\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{Q^{ik}}}{\eta^{ijk} - 1 + \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - (\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{Q^{ik}}} \\
\gamma_{RC} & \equiv \frac{\xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}} - (\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\xi_{Z^{jk}}^{Q^{ik}}}{\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} - (\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{Q^{ik}}} \beta_{RC}
\end{aligned}$$

Le coefficient de PTM dépend donc cette fois de la forme de la fonction de demande sur le marché j mais aussi de la sensibilité de la production **totale** au prix en monnaie locale. Si on suppose que seule la demande du marché j est sensible aux variations de P_t^{ijk}/S_t^{ij} , on a

$$\begin{aligned}
\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{Q^{ik}} & \equiv \frac{\partial \ln(Q_t^{ijk} + \sum_{m \neq j} Q_t^{imk})}{\partial \ln(P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \Big|_{(1,1)} \\
& = -\eta^{ijk} \frac{Q^{ijk}}{Q^{ik}} \\
& = -\eta^{ijk} \varsigma^{ijk}
\end{aligned}$$

avec ς^{ijk} la part du marché j dans la production totale du producteur représentatif de biens k du pays i , au point fixe.

Le coefficient de PTM devient donc :

$$\beta_{RC} = \frac{\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} + \eta^{ijk}(\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\varsigma^{ijk}}{\eta^{ijk} - 1 + \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} + \eta^{ijk}(\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\varsigma^{ijk}}$$

D'après la condition du second ordre :

$$0 < \frac{\eta^{ijk} - 1 + \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} + \eta^{ijk}(\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\varsigma^{ijk}}{\eta^{ijk} - 1}$$

de sorte que le signe de β_{RC} ne dépend que de celui de son numérateur.

Dans ce cadre, le coefficient de PTM dépend donc de la technologie de production. Pour une élasticité de la demande constante, on a :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \beta_{RC}}{\partial \nu^{ik}} &= \frac{\eta^{ijk}(\eta^{ijk} - 1)^2 \varsigma^{ijk}}{[\eta^{ijk} - 1 + \eta^{ijk}(\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\varsigma^{ijk}]^2} > 0 \\ \frac{\partial \beta_{RC}}{\partial \varsigma^{ijk}} &= \frac{\eta^{ijk}(\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)^2}{[\eta^{ijk} - 1 + \eta^{ijk}(\nu^{ik} - 1)(\eta^{ijk} - 1)\varsigma^{ijk}]^2} > 0 \quad \text{si } \nu^{ik} > 1 \end{aligned}$$

Le coefficient de PTM est donc une fonction croissante du coefficient technologique ν^{ik} . En outre, avec des rendements décroissants, l'intensité du PTM augmente avec la taille relative du marché j dans les ventes de l'exportateur $(i; k)$.

A.1.4 Intrants importés

On repart du cadre analytique en monopole et on suppose que le coût marginal de production dépend du prix des facteurs de production locaux (travail, capital, etc.), résumés dans un vecteur W_t^{ik} , mais aussi du prix des biens intermédiaires importés du pays j (P_t^{jil} supposé fixé en monnaie du producteur, i.e. en monnaie du pays j). L'utilisation d'*inputs* importés introduit un nouveau canal de transmission des mouvements de change au coût marginal donc aux prix à l'exportation :

$$Cm_t^{ik} = Cm_t^{ik}(W_t^{ik}, P_t^{jil} S_t^{ij})$$

Les conditions de maximisation du premier et du second ordre sont les mêmes que dans le cas du monopole décrit dans le paragraphe A.1.1. En revanche, la sensibilité du coût marginal aux prix des facteurs modifie la transformation de Taylor à la base de

l'équation de prix :

$$\begin{aligned}
p_t^{ijk} &= cm^{ik} + \frac{\partial \ln Cm_t^{ik}}{\partial \ln(P_t^{jiI} S_t^{ij})} \Big|_{(1,1)} \ln(P_t^{jiI} S_t^{ij}) + \frac{\partial \ln Cm_t^{ik}}{\partial \ln W_t^{ik}} \Big|_{(1,1)} \ln W_t^{ik} \\
&+ \ln \left(\frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - 1} \right) + \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln(P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \Big|_{(1,1)} \ln \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right) + \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \Big|_{(1,1)} \ln Z_t^{jk} \\
&- \frac{\partial \ln(\eta_t^{ijk} - 1)}{\partial \ln \eta_t^{ijk}} \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln(P_t^{ijk}/S_t^{ij})} \Big|_{(1,1)} \ln \left(\frac{P_t^{ijk}}{S_t^{ij}} \right) - \frac{\partial \ln(\eta_t^{ijk} - 1)}{\partial \ln \eta_t^{ijk}} \frac{\partial \ln \eta_t^{ijk}}{\partial \ln Z_t^{jk}} \Big|_{(1,1)} \ln Z_t^{jk} \\
\Leftrightarrow p_t^{ijk} &= cm^{ik} + \ln \left(\frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - 1} \right) - \frac{\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}}{\eta_t^{ijk} - 1} (p_t^{ijk} - s_t^{ij}) \\
&+ \xi_{P^{jiI} S^{ij}}^{Cm^{ik}} (p_t^{jiI} + s_t^{ij}) - \frac{\xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}}}{\eta_t^{ijk} - 1} z_t^{jk} + \xi_{W^{ik}}^{Cm^{ik}} w_t^{ik}
\end{aligned}$$

avec cm^{ik} le coût marginal au point fixe, $\xi_{P^{jiI} S^{ij}}^{Cm^{ik}}$ l'élasticité du coût marginal au prix des *inputs* importés et $\xi_{W^{ik}}^{Cm^{ik}}$ sa sensibilité aux facteurs de production locaux.

Dans ce qui suit, on autorise les producteurs de biens intermédiaires du pays j à adopter des stratégies de *pass-through* incomplet et on note β^{jiI} le coefficient de PTM en direction du marché i . Quand on intègre le canal des *inputs* importés, on obtient donc l'équation de prix suivante :

$$\begin{aligned}
p_t^{ijk} &= \frac{\eta_t^{ijk} - 1}{\eta_t^{ijk} - 1 + \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}} \left(cm^{ik} + \ln \frac{\eta_t^{ijk}}{\eta_t^{ijk} - 1} \right) + \frac{\xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}} + \xi_{P^{jiI} S^{ij}}^{Cm^{ik}} (1 + \beta^{jiI}) (\eta_t^{ijk} - 1)}{\eta_t^{ijk} - 1 + \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}} s_t^{ij} \\
&- \frac{\xi_{Z^{jk}}^{\eta^{ijk}}}{\eta_t^{ijk} - 1 + \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}} z_t^{jk} + \frac{\xi_{W^{ik}}^{Cm^{ik}}}{\eta_t^{ijk} - 1 + \xi_{P^{ijk}/S^{ij}}^{\eta^{ijk}}} w_t^{ik}
\end{aligned}$$

Pour une courbe de demande à élasticité constante, on a donc bien un coefficient de PTM qui dépend uniquement de la sensibilité du coût marginal au prix des *inputs* importés et du comportement de PTM des producteurs de biens intermédiaires :

$$\beta_{II}^{ijk} \equiv \xi_{P^{jiI} S^{ij}}^{Cm^{ik}} (1 + \beta^{jiI}) \geq 0$$

Avec cette définition du taux de change, les producteurs de biens intermédiaires du pays j qui adoptent une stratégie de PTM choisissent un coefficient β^{jiI} strictement négatif. On vérifie donc que l'utilisation de biens intermédiaires importés du pays j augmente la sensibilité du prix à l'exportation aux variations de change. Cependant, ce

canal de transmission est affaibli si les producteurs de biens intermédiaires pratiquent le *Pricing-to-Market*.

A.2 Annexe statistique : Variables macroéconomiques expliquant le *pass-through*

Les séries de **Volatilité des Taux de Change Nominaux** ($TCVOL^j$) des régressions du tableau 2.3 ont été calculées à partir de données du Fond Monétaire International. Les séries sources sont les taux de change nominaux, en bilatéral par rapport au dollar, fournis avec une périodicité mensuelle dans la base “*International Financial Statistics*”. A partir de ces données mensuelles, on calcule l’écart-type annuel des variations mensuelles du change de j vis-à-vis du dollar :

$$TCVOL_t^j = EcartType(d \ln S_{mt}^j)$$

où S_{mt}^j est le taux de change de j pour le mois m de l’année t et d est l’opérateur de différences premières. On supprime ensuite la dimension temporelle de cet indicateur en calculant la moyenne des volatilités annuelles, pour la période sur laquelle portent les estimations de *pass-through* (1989-2003).

Les séries de **PIB par tête** sont extraites des “*Penn World Tables*” (Bettina Aten & Summers (2002)) qui fournissent des séries en Parité des Pouvoirs d’Achat, autorisant une comparaison dans la dimension géographique. La série utilisée est le PIB réel par habitant, produit de manière annuelle. Ici aussi, la dimension temporelle est supprimée en calculant la moyenne sur l’ensemble de la période d’estimation.

Enfin, les indicateurs d’intégration des marchés ont été mis à ma disposition par Thierry Mayer. La description complète de la construction de ces séries est faite dans le chapitre du manuel d’économie spatiale de Head & Mayer (2004a). Ces indicateurs d’intégration commerciale sont calculés à partir de données bilatérales de commerce au niveau sectoriel ISIC à 3 chiffres (Source : base “*CEPII-TradeProd*”). Ce calcul utilise la définition structurelle des modèles d’Economie Géographique (le paramètre de “*phiness*” de Baldwin, Forslid, Martin, Ottaviano & Robert-Nicoud (2005)) que Head & Mayer (2004a) parviennent à écrire uniquement en fonction des quantités échangées par les pays considérés ainsi que des consommations domestiques :

$$\phi^{ijk} = \sqrt{\frac{m^{ijk}m^{jik}}{m^{iik}m^{jjk}}}$$

avec m^{ijk} la valeur des exportations de bien k de j vers i et m^{iik} la consommation de biens

domestiques, calculée comme la valeur de la production moins ce qui est exporté. Ce paramètre varie entre 0 et 1 et est d'autant plus grand que les marchés i et j sont intégrés. Pour les régressions de la table 2.3, ces variables bilatérales et sectorielles sont agrégées au moyen d'une médiane pondérée, pour ne conserver que la dimension "importateur" :

$$\phi^j = W \text{Mediane}_{i,k}(\phi^{ijk})$$

A.3 Compléments sur l'analyse empirique du *pass-through*

Dans ce qui suit sont présentées trois tables de résultats supplémentaires. Le tableau A.1 permet d'appréhender la sensibilité des résultats du modèle de PTM estimé sur données empilées aux variables de contrôle utilisées. La première colonne fournit les résultats du modèle de référence utilisant comme variables explicatives les effets fixes et le taux de change réel. La deuxième colonne permet ensuite de les comparer à ceux obtenus avec le taux de change nominal. Dans la colonne (C), on ajoute à la régression utilisant le taux de change nominal un contrôle pour le niveau général des prix du pays importateur (CPI_t^j qui correspond au niveau des prix à la consommation fourni par la Banque Mondiale). Enfin, dans la colonne (D), on vérifie la robustesse du résultat à l'utilisation du PIB du pays j comme contrôle du niveau de la demande.

Le tableau A.2 correspond quant à lui aux coefficients de PTM obtenus lors de la régression par secteur du chapitre 1 et qui ne sont pas significativement différents de 1. Les secteurs identifiés sont donc des industries dans lesquelles les comportements de PTM sont tellement marqués que le *pass-through* est nul. L'objectif de ce tableau est de montrer que les comportements de PTM les plus marqués ne sont pas concentrés dans un secteur d'activité particulier mais sont distribués dans toutes les catégories *sh1* de la nomenclature.

Enfin, le tableau A.3 fournit un certain nombre de statistiques descriptives concernant les coefficients de PTM estimés au niveau du produit par catégorie BEC/Rauch à laquelle ces produits appartiennent. La première colonne donne le nombre de coefficients estimés pour la catégorie. La somme des coefficients ne correspond pas exactement au nombre de coefficients estimés au niveau *sh6* car la correspondance entre les nomenclatures *sh* et *CTCI* (dans laquelle sont définies les catégories des classifications de Rauch et des Nations Unies) n'est pas parfaite. La deuxième colonne donne la proportion de ces coefficients qui sont significativement non nuls tandis que la troisième donne le coefficient médian (pondéré par la valeur des échanges dans chaque secteur) et la quatrième l'intervalle interquartile de la distribution des coefficients considérés.

TAB. A.1 – Résultats des estimations sur données empilées, analyse de sensibilité aux variables de contrôle

Modèle	Variable Dépendante : $d \ln p_t^{ijk}$			
	(A)	(B)	(C)	(D)
Constante	0,042 (0,039)	0,049 (0,039)	0,049 (0,039)	0,018 (0,041)
$d \ln RER_t^{ij}$	0,126 ^a (0,002)			0,117 ^a (0,002)
$d \ln NER_t^{ij}$		0,158 ^a (0,002)	0,155 ^a (0,002)	
$d \ln CPI_t^j$			-0,005 (0,004)	
$d \ln PIB_t^j$				0,154 ^a (0,006)
Nb obs	16847034	17626808	16847034	16347549
Effets fixes (i, t)	oui	oui	oui	oui
Effets fixes j	oui	oui	oui	oui

Note : Ecart-types entre parenthèses avec ^a correspondant à une significativité à 1%.

TAB. A.2 – Echantillon de produits pour lesquels le PTM estimé n'est pas significativement différent de 1

Sh6	Catégorie	$\hat{\beta}^k$
030240	Harengs, frais ou réfrigérés	0.95
030269	Poissons de mer et d'eau douce, comestibles, frais ou réfrigérés	1.01
051191	Produits de poissons ou de crustacés, mollusques ou autres	1.00
090700	Girofles (antofles, clous et griffes)	1.01
190520	Pain d'épices, même additionné de cacao	0.99
210130	Chicorée torréfiée et autres succédanés torréfiés du café	0.99
282736	Chlorure de zinc	0.98
282751	Bromures de sodium ou de potassium	0.99
283322	Sulfate d'aluminium	1.05
283510	Phosphinates (hypophosphites) et phosphonates (phosphites)	0.99
290529	Monoalcools acycliques non saturés	0.97
290719	Monophenols (à l'exception du phenol (hydroxybenzene))	0.99
290919	Ethers acycliques et leurs dérivés halogènes, sulfones, nitriques	1.00
293390	Composés hétérocycliques à hétéroatomes d'azote exclusivement	1.05
293890	Hétérosides, naturels ou reproduits par synthèse, leurs sels	0.96
300432	Médicaments contenant des hormones corticosurrenales	0.98
310551	Engrais minéraux ou chimiques contenant des nitrates & des phosphates	1.04
370251	Pellicules photographiques sensibilisées, non impressionnées	1.00
370400	Plaques, pellicules, films, papiers, cartons et textiles	1.04
370610	Films cinématographiques, impressionnés et développés	0.98
480429	Papiers Kraft pour sacs de grande contenance, non couchés	1.00
480820	Papiers Kraft pour sacs de grande contenance, crêpés ou pliés	0.96
520515	Fils simples de coton (autres que les fils à coudre), en fib	1.04
520841	Tissus de coton, en fils de diverses couleurs, à armure toile	1.00
521131	Tissus de coton, teints, à armure toile, contenant moins de 85% en poids de coton	1.01
550690	Fibres synthétiques discontinues, cadrées, peignées ou autre	1.00
620191	Anoraks, blousons et articles similaires, de laine ou poils	1.03
620799	Gilets de corps, peignoirs de bain, robes de chambre	1.03
620990	Vêtements et accessoires du vêtement de matières textiles	1.02
731823	Rivets en fonte, fer ou acier (autres que rivets tubulaires)	1.01
820340	Coupe-tubes, coupe-boulons, emporte-pièces et outils similaires	0.95
843352	Machines et appareils pour le battage des produits agricoles	1.01
843360	Machines pour le nettoyage ou le triage des oeufs, fruits ou autres produits	1.03
844329	Machines et appareils à imprimer, typographiques	0.99
900211	Objectifs pour appareils de prise de vu, pour projecteurs	0.97
930400	Fusils, carabines et pistolets à ressort, ou à air comprimé	1.04

TAB. A.3 – Distribution des coefficients de PTM par catégorie Rauch/BEC

Catégorie Rauch / BEC	Nombre de coefficients	Part des coef. signif. (%) ^(a)	Médiane pondérée	Intervalle interquartile
D / CF	605	51.2	.345	.16 ; .41
D / BI	378	33.3	.072	-.17 ; .27
D / MP	40	47.5	.320	.09 ; .63
D / PD	198	39.4	.016	-.11 ; .14
D / PT	675	48.3	.230	.03 ; .35
R / CF	55	60.0	.160	.03 ; .31
R / MP	57	36.8	.143	-.02 ; .33
R / PT	630	48.6	.060	.07 ; .36
O / CF	19	47.4	.214	.00 ; .35
O / BI	3	66.7	.505	.50 ; .59
O / MP	37	37.8	.017	-.10 ; .05
O / PT	70	40.0	.022	-.06 ; .08

Classification Rauch : D = Biens différenciés, R = Biens référencés, O = Marchés organisés.

Classification BEC : CF = Consommation Finale, BI = Biens d'investissement, MP = Matières Premières, PD = Pièces Détachées, PT = Produits Transformés

^(a) Part des coefficients estimés qui sont significativement non nuls au seuil de 5%.

Deuxième partie

DÉCISIONS DE LOCALISATION DES FIRMES ET PRIX RELATIFS

Chapitre 3

Effet Harrod-Balassa-Samuelson, Choix de Localisation des Firmes et Taux de Change Réel

3.1 Introduction

¹D’après Obstfeld & Rogoff (2000), la persistance de déviations à la Parité des Pouvoirs d’Achat (PPA) est un des principaux “puzzles” empiriques de la Macroéconomie Ouverte. En effet, malgré l’intégration croissante des marchés de biens et services, le niveau des taux de change réel s’écarte régulièrement de sa valeur de PPA. Le phénomène de *pass-through* incomplet étudié dans la première partie de ce travail permet en partie d’expliquer de tels écarts à la PPA par l’existence de déviations à la loi du prix unique

¹Les éléments de ce chapitre sont publiés dans deux documents de travail, Méjean (2005) et Méjean (2006).

sur les marchés de biens échangés. Cependant, la persistance de ces déviations² suggère qu’au-delà des comportements de lissage des variations de change par les firmes exportatrices, les écarts de prix relatifs entre pays révèlent un phénomène plus structurel. Comprendre l’origine de ces déviations à la PPA est un enjeu majeur pour les macroéconomistes, qui fait l’objet d’une littérature abondante. En effet, l’ajustement à long terme des niveaux de prix relatifs a des conséquences macroéconomiques importantes, sur la transmission internationale des chocs et l’efficacité des politiques économiques.

L’originalité du modèle théorique développé ici est de confronter dans un cadre unifié deux sources de déviations à la PPA : un effet “Harrod-Balassa-Samuelson” (HBS dans ce qui suit) expliquant des écarts à la loi du prix unique en présence de biens non-échangés et un effet “Offre de Variétés” (OV) expliquant le niveau des prix relatifs des biens échangés par les choix de localisation des entreprises. Ce modèle établit donc un lien entre deux types de littérature concernant les déterminants des taux de change réel de long terme.

La première correspond à l’explication la plus populaire des déviations à la PPA proposée par Harrod (1933), Balassa (1964) et Samuelson (1964). Elle repose sur l’existence de biens non-échangés, dont les prix ne sont pas soumis à la loi du prix unique. Dans un cadre de concurrence parfaite avec immobilité des travailleurs et en présence d’écarts inter-sectoriels de productivité, le modèle Harrod-Balassa-Samuelson montre comment une augmentation de la productivité relative du travail dans le secteur des biens échangés conduit à une hausse du prix relatif des biens non-échangés par le biais d’un ajustement salarial. Dans ce modèle, une augmentation de la productivité relative d’un pays conduit donc à une appréciation de son taux de change réel³. Le mécanisme du modèle Harrod-

²Obstfeld & Rogoff (2000) citent comme durée “consensuelle” une demi-vie de trois à quatre ans pour ces déviations à la PPA.

³On peut aussi obtenir le même type d’effet en remplaçant les écarts internationaux de productivité par des différentiels concernant le ratio capital-travail, attribuables à des écarts de dotations des

Balassa-Samuelson a été reconsidéré récemment par Bergin, Glick & Taylor (2004) dans un cadre de concurrence imparfaite. Les auteurs y expliquent le renforcement de l'effet HBS au cours des 50 dernières années en endogénéisant le caractère échangeable ou non des biens. Dans leur modèle, un choc de productivité positif permet à de nouvelles firmes de se positionner sur les marchés internationaux ce qui renforce l'effet HBS, dès lors que le choc de productivité n'affecte pas toutes les firmes de manière uniforme.

Le modèle de Bergin et al. (2004) affaiblit donc la distinction entre biens échangés et biens non-échangés qui est pourtant cruciale dans le modèle HBS. D'autre part, ce cadre d'analyse n'est pas pertinent pour expliquer les écarts internationaux de prix sur des marchés soumis à la concurrence internationale. Or, les déviations à la loi du prix unique sur les marchés de biens échangés constituent une des principales sources de déviations à la PPA, comme le montrent Engel (1999) et Obstfeld & Rogoff (2000). Plusieurs articles récents (notamment Ghironi & Melitz (2005), Corsetti, Martin & Pesenti (2005) et Chen, Imbs & Scott (2004)) se sont donc efforcés d'expliquer de tels écarts de prix en utilisant les outils des Nouvelles Théories du Commerce (Helpman & Krugman (1985)). Dans ces modèles, les gains de productivité d'un pays, en influençant les décisions de localisation des firmes, affectent le prix relatif des biens échangés par le biais des salaires d'équilibre, des taux de marge optimaux (Chen et al. (2004)) ou d'effets agrégés⁴. Quel que soit le mécanisme en jeu, ces modèles montrent qu'en réponse à un choc de productivité, les décisions de localisation des firmes et leur impact sur l'offre de variétés disponible sur chaque marché national sont susceptibles d'affecter le prix relatif des biens échangés.

pays considérés. cf. Kravis & Lipsey (1983). Ici, on choisit un modèle d'avantages comparatifs de type ricardien pour ne pas avoir à introduire le capital dans le coût marginal de production.

⁴Chez Ghironi & Melitz (2005), les chocs de productivité provoquent un mécanisme de sélection des firmes les plus productives qui sont seules capables de rester sur le marché. Ce mécanisme de sélection endogène augmente la productivité moyenne et réduit l'indice de prix agrégé. L'effet est le même chez Corsetti et al. (2005) mais le mécanisme passe par l'entrée de nouvelles firmes sur le marché qui réduit l'indice de prix dans un cadre avec préférences pour la diversité.

La confrontation de ces deux types de modèles suggère donc qu'un même choc de productivité peut affecter à la fois à le prix relatif des biens non-échangés par le biais de l'effet HBS et celui des biens échangés par le biais des choix de localisation des firmes (effet dit d'“Offre de Variétés” dans ce qui suit). L'originalité du modèle présenté dans la suite de ce chapitre est d'étudier cette interaction dans un cadre analytique simple et de comparer l'influence relative de ces mécanismes lors de la détermination des taux de change réel d'équilibre.

Pour cela, on part du modèle Harrod-Balassa-Samuelson à deux pays et deux secteurs, un secteur de biens échangés et un secteur de biens non-échangés, caractérisés par des différentiels exogènes de productivité conduisant à des déviations à la PPA dans le secteur des biens non-échangés. Par ailleurs, on suppose comme dans les Nouvelles Théories du Commerce que les biens échangés sont produits avec une technologie à rendements croissants, dans un cadre de concurrence monopolistique. Lorsque l'échange international est coûteux, on peut alors s'attendre à un phénomène d'agglomération des firmes qui influence le prix relatif des biens échangés. En effet, les consommateurs bénéficient de l'implantation de nouvelles firmes sur leur marché qui réduit les prix agrégés⁵. Par rapport au modèle Harrod-Balassa-Samuelson, l'introduction de ces effets d'agglomération introduit un nouveau canal de transmission des chocs de productivité aux prix relatifs, qui passe par les choix de localisation des entreprises du secteur de biens échangés. Si on se positionne au contraire par rapport à la littérature sur les nouveaux modèles de commerce, l'originalité est ici d'introduire un secteur de biens non échangés dont les prix ne sont pas soumis à la Loi du Prix Unique et influencent les salaires d'équilibre.

Dans ce modèle, le commerce international est déterminé par deux types de facteurs.

⁵Dans ce modèle comme chez Corsetti et al. (2005), les décisions de localisation influencent donc les prix relatifs par un effet de type “extensif”, lié à l'entrée de *nouvelles* firmes sur un marché. Cette notion sera reprise plus en détails dans l'application empirique du chapitre 4.

Les différentiels exogènes de productivité créent des avantages comparatifs de type ricardien qui conduisent le pays relativement productif dans le secteur des biens échangés à se spécialiser dans la production de ce bien, son partenaire devenant alors exportateur net de capital. Au mécanisme ricardien traditionnel s'ajoute cependant une force supplémentaire d'agglomération qui pousse les firmes à se localiser sur le grand pays en terme de demande et renforce la spécialisation. Ce modèle n'est pas le premier à étudier l'interaction entre avantages comparatifs et effets d'agglomération. Ainsi, Ricci (1999), Amiti (2005) ou Midelfart-Knarvik, Overman & Venables (2000) étudient également la répartition spatiale de la production dans des modèles combinant des effets d'agglomération et des avantages comparatifs (de type ricardien chez Ricci, à la Heckscher-Ohlin dans les modèles de Amiti et Midelfart-Knarvik *et al.*). Ces articles mettent en évidence l'interaction entre des effets d'offre et de demande dans ce cadre, qui peut conduire à plusieurs types de répartition spatiale de la production selon le niveau des coûts à l'échange. L'originalité de la démarche adoptée ici est d'utiliser ce cadre analytique pour étudier les déterminants du taux de change réel d'équilibre. Pour cela, on ajoute à ce cadre d'analyse un secteur de biens non-échangés conduisant à un effet HBS.

En équilibre partiel, on montre que le niveau des prix relatifs dépend de trois éléments : le coût relatif de production dans le secteur des biens échangés, la répartition spatiale des firmes, et le double ratio des productivités. En équilibre général, ces trois mécanismes sont corrélés via les chocs de productivité : un choc de productivité dans le secteur exposé à la concurrence internationale entraîne un effet Harrod-Balassa-Samuelson tout en influençant les décisions de localisation des firmes donc l'équilibre du marché du travail. Selon la valeur des paramètres du modèle, l'effet "Offre de Variétés" peut soit renforcer, soit au contraire contrebalancer l'effet "Harrod-Balassa-Samuelson". En outre, lorsque la répartition des firmes est endogène, le niveau des prix relatifs de long terme dépend aussi de la taille relative des pays, qui influence les choix de localisation.

Le reste de ce chapitre s'organise de la manière suivante. Le paragraphe 3.2 décrit le cadre analytique utilisé. Dans la section 3.3, les déterminants du taux de change réel sont étudiés, d'abord en équilibre partiel puis en équilibre général. Enfin, la section 3.4 résume les résultats et conclut.

3.2 Cadre d'analyse

Le cadre d'analyse utilisé dans ce chapitre s'inspire très largement du modèle “Footloose Capital” de Martin & Rogers (1995)⁶. Il s'agit d'un modèle statique à deux pays (le pays domestique H et le pays étranger F), deux facteurs productifs (le travail L et le capital K) et deux secteurs produisant respectivement un bien différencié T échangé sur des marchés internationaux et un bien homogène N non-échangé.

Comme dans le modèle “Footloose Capital”, on suppose que les dotations mondiales en facteurs sont réparties de manière inéquitable entre les pays, ce qui conduit à une inégalité des revenus à l'équilibre lorsque les détenteurs de facteurs ne sont pas autorisés à migrer. Plus précisément, les stocks mondiaux de travail (L_W) et de capital (K_W) sont distribués en proportions θ et $(1 - \theta)$ entre les ménages de H et de F . L'hypothèse de symétrie de la répartition spatiale des stocks de travail et de capital implique qu'il n'y a pas d'avantages comparatifs à la Heckscher-Ohlin ; en effet, on se place ici dans un cadre ricardien de façon à rester le plus proche possible des hypothèses du modèle HBS. Dans ce qui suit, on suppose que θ est plus grand qu'un demi de sorte que le pays domestique est “grand” par rapport au pays étranger.

⁶Le choix de ce modèle est lié à sa facilité de manipulation, par rapport à d'autres modèles de la Nouvelle Economie Géographique, dans lesquels il existe une causalité circulaire entre la distribution spatiale de la demande et celle de la production. Dans la mesure où la demande redevient endogène *ex-post* du fait de l'ajustement des salaires, cet avantage est en partie annulé dans le cas présent. Elargir l'analyse à un modèle plus sophistiqué, en partant par exemple du cadre analytique de Krugman & Venables (1995) pourrait être une extension intéressante du présent modèle.

Dans chaque pays, les ménages offrent leurs dotations en facteurs de manière parfaitement élastique. Le travail est immobile internationalement mais parfaitement mobile entre secteurs : un salaire nominal unique (noté W_c , $c = H, F$) est déterminé à l'équilibre du marché du travail, *i.e.* quand la demande émanant des firmes des deux secteurs égalise l'offre exogène des ménages. Comme dans le modèle HBS cependant, la productivité du travail diffère entre les secteurs. Par conséquent, il existe des différences de coûts du travail entre les secteurs d'un même pays qui engendrent des avantages comparatifs.

Contrairement au travail, le capital est échangé sur un marché intégré, dont l'équilibre détermine un prix mondial R . Les *unités* de capital attribuées aux ménages des deux pays sont donc mobiles, au contraire des *détenteurs* de ce capital qui consomment le revenu tiré de ces facteurs dans leur pays d'origine. Ces hypothèses permettent d'intégrer au modèle des flux internationaux de capital. En effet, toute unité de capital appartenant à un ménage domestique (étranger) mais louée à une firme étrangère (domestique) a pour contrepartie un flux de rémunération augmentant (diminuant) le solde courant du pays domestique.

3.2.1 Préférences

Dans chaque pays, un consommateur représentatif collecte les revenus du travail et du capital et les utilise pour consommer des biens homogènes et différenciés, selon la fonction suivante :

$$C_c = T_c^\mu N_c^{1-\mu}, \quad c = H, F \quad (3.1)$$

Dans cette équation, μ est la part des biens différenciés dans la dépense totale du consommateur représentatif du pays c ⁷, N_c est sa consommation de bien homogène et T_c est un

⁷Dans ce qui suit, on suppose que la structure de la consommation est la même partout. Cependant, lors de la résolution numérique du modèle, il sera intéressant d'étudier des différentiels d'ouverture aux échanges en posant $\mu_H \neq \mu_F$.

agrégat des variétés de bien différencié qu'il consomme. Si on suppose que l'élasticité de substitution entre les variétés de bien différencié est constante (et noté $\sigma > 1$), T_c peut s'écrire sous la forme Dixit-Stiglitz suivante :

$$T_c = \left(\int_0^{n_W} x_c(s)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} ds \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

où $x_c(s)$ est la consommation par c de la variété s et n_W le nombre total de variétés qu'il peut acheter (qu'elles soient produites domestiquement ou importées).

Dans chaque pays, les quantités offertes de travail et de capital (L_c^s et K_c^s) sont exogènes, déterminées par les dotations factorielles, et les marchés de facteurs sont équilibrés dans un cadre concurrentiel. Le consommateur maximise donc sa consommation (3.1) sous la contrainte budgétaire suivante :

$$\int_0^{n_W} p_c(s) x_c(s) ds + P_c^N N_c \leq W_c \theta_c L^W + R \theta_c K^W + \Pi_c \equiv E_c$$

avec :

- $p_c(s)$ le prix de la variété s dans le pays c ,
- P_c^N le prix des biens non-échangés dans le pays c ,
- $W_c \theta_c L^W$ et $R \theta_c K^W$ les revenus du travail et du capital payés aux détenteurs de facteurs (par définition, $\theta_H = \theta$ et $\theta_F = 1 - \theta$),
- Π_c le profit résiduel des firmes, qui est nul à l'équilibre de libre-entrée,
- E_c le revenu du consommateur représentatif, exactement égal à sa consommation nominale dans un modèle statique.

La résolution de ce problème d'optimisation permet d'obtenir les demandes de chaque type de biens, qui dépendent du revenu du consommateur représentatif et des prix fixés

par les firmes :

$$N_c = (1 - \mu) \frac{E_c}{P_c^N} \quad (3.2)$$

$$T_c = \mu \frac{E_c}{P_c^T} \quad (3.3)$$

$$x_c(s) = \left(\frac{p_c(s)}{P_c^T} \right)^{-\sigma} T_c \quad (3.4)$$

$$c = H, F$$

où P_c^T est l'indice de prix des biens échangés dans le pays c :

$$P_c^T = \left[\int_0^{n_w} p_c(s)^{1-\sigma} ds \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

3.2.2 Technologie

Le secteur N se caractérise par une technologie à rendements constants produisant en concurrence parfaite un bien homogène qui n'est pas échangé à l'équilibre (du fait d'un coût de transport prohibitif). L'hypothèse d'homogénéité des biens non échangés peut paraître *ad hoc* dans la mesure où elle n'est pas justifiable empiriquement. En effet, les biens non-échangés sont aujourd'hui plutôt des biens différenciés, comme des services par exemple. Etendre l'analyse aux choix endogènes de localisation des producteurs de biens non-échangés pourrait être une piste de recherche intéressante dans le futur⁸. Néanmoins, on conserve ici l'hypothèse d'homogénéité pour simplifier la résolution, ce qui n'affecte pas l'interprétation dans la mesure où on s'intéresse ici aux choix de localisation des

⁸Une autre piste de recherche à explorer concerne l'utilisation des biens non-échangés comme *inputs* à la production du bien échangé, comme c'est le cas par exemple avec des services aux entreprises. En tenir compte pourrait enrichir les résultats en créant un canal de transmission supplémentaire du prix des biens non-échangés au prix des biens échangés.

firmes exportatrices.

Le travail est le seul facteur intégré à une fonction de production linéaire. Dans ce cadre concurrentiel, le prix d'équilibre est alors égal au coût marginal de production, qui lui-même dépend du salaire d'équilibre et de la productivité du travail :

$$P_c^N = \frac{W_c}{A_c^N}, \quad c = H, F \quad (3.5)$$

où A_c^N est la productivité du travail dans le secteur N du pays c .

Au contraire, la technologie dans le secteur des biens échangés est à rendements croissants. Plus précisément, le coût total de production de la variété s se compose d'un coût fixe de f unités de capital et d'un coût variable en travail⁹. Enfin, l'échange international de biens différenciés est coûteux : pour vendre une unité de bien T à l'étranger, la firme individuelle doit produire τ unités du fait d'une perte réelle durant le transport (hypothèse dite de coût "iceberg". cf. Samuelson (1954)).

Dans ce cadre, une firme implantée dans le pays c qui produit une variété s obtient le profit suivant :

$$\Pi_c(s) = p_{cc}(s)x_c(s) + p_{cc'}(s)x_{c'}(s) - \frac{W_c}{A_c^T} [x_c(s) + \tau x_{c'}(s)] - R f, \quad c \neq c'$$

où A_c^T est la productivité du travail dans le secteur T du pays c ¹⁰, $p_{cc}(s)$ et $p_{cc'}(s)$ sont

⁹Le coût fixe est supposé suffisant pour garantir qu'à l'équilibre chaque firme produit une seule variété du bien T dans un seul pays, ce qui conduit à une identité entre le nombre de firmes et le nombre de variétés produites (n_W). En effet, avec des préférences CES et en présence de coûts fixes, la part de marché obtenue par un producteur d'une nouvelle variété est toujours supérieure à celle qu'il aurait en reproduisant une variété existante. cf. Dixit & Stiglitz (1977). En outre, on suppose que le nombre total de firmes à l'équilibre est suffisant pour qu'il n'y ait pas d'interactions oligopolistiques entre firmes.

¹⁰Ici, les écarts de productivité se situent au niveau du secteur et non entre firmes comme dans les modèles de firmes hétérogènes à la Méltz (2003). Etendre l'analyse à ce type de modèles pourrait également être une extension intéressante du modèle étudié dans ce chapitre.

les prix choisis par la firme, respectivement pour ses ventes sur le marché domestique et à l'exportation.

La maximisation de cette fonction de profit pour les demandes décrites par l'équation (3.4) permet d'obtenir les prix fixés par une firme localisée dans le pays c :

$$p_{cc}(s) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{W_c}{A_c^T} \quad (3.6)$$

$$p_{cc'}(s) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{W_c}{A_c^T} \tau \quad (3.7)$$

$$c = H, F \quad c \neq c'$$

On vérifie qu'à l'optimum les firmes discriminent leurs marchés domestique et étranger en répercutant le coût de transport sur les prix à l'export. Ces frictions à l'échange conduisent donc à des déviations à la loi du prix unique sur le marché des biens échangés¹¹.

Dans la mesure où les firmes localisées dans un pays donné sont toutes les mêmes, on peut dans ce qui suit supprimer l'indice s de la firme individuelle. Si on appelle λ la part (endogène) des firmes localisées dans le pays H et $\phi = \tau^{1-\sigma}$ le paramètre d'intégration commerciale¹², les indices de prix du secteur des biens échangés deviennent :

$$P_H^T = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \left[\lambda n_W \left(\frac{W_H}{A_H^T} \right)^{1-\sigma} + (1 - \lambda) n_W \phi \left(\frac{W_F}{A_F^T} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3.8)$$

¹¹De telles déviations à la Loi du Prix Unique attribuables aux coûts à l'échange international sont cohérentes avec les résultats empiriques de Imbs, Mumtaz, Ravn & Rey (2003) qui expliquent les prix relatifs sectoriels par un certain nombre de mesures des coûts de transaction (notamment la distance et la volatilité du taux de change).

¹²Ce paramètre est compris entre 0 et 1 et est inversement proportionnel à l'ampleur des barrières aux échanges engendrées par les coûts de transport. Il dépend évidemment de la taille du coût iceberg mais aussi du degré de substituabilité entre les variétés du bien échangé. En effet, plus les variétés sont substituables (plus σ est élevé), plus les consommateurs ont tendance à préférer des variétés produites domestiquement aux variétés importées, plus chères.

$$P_F^T = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \left[\lambda n_W \phi \left(\frac{W_H}{A_H^T} \right)^{1-\sigma} + (1 - \lambda) n_W \left(\frac{W_F}{A_F^T} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3.9)$$

Ces indices de prix ne sont pas symétriques du fait de l'existence des barrières à l'échange (ϕ) qui augmentent le prix des variétés importées : plus les coûts de transport sont élevés (i.e. plus ϕ est proche de 0), plus l'indice de prix des biens échangés est grand, et ce d'autant plus que la part des variétés importées dans la consommation totale est importante. De plus, les différentiels de coût du travail introduisent des écarts de prix entre les biens produits dans les deux pays.

Dans ce modèle, le prix relatif des biens échangés dépend donc de deux variables endogènes :

- la répartition spatiale des firmes (λ) qui détermine la part des biens importés (i.e. la part des biens qui font l'objet d'un coût de transport) dans la consommation du ménage représentatif de chaque pays,
- le coût relatif de production du bien différencié ($\rho = \frac{W_H/A_H^T}{W_F/A_F^T}$) qui détermine la compétitivité-prix des firmes domestiques relativement à leurs concurrentes étrangères.

3.2.3 Localisation des firmes

A long terme, les firmes sont libres de s'implanter sur l'un ou l'autre des marchés nationaux. Cette hypothèse de libre-entrée implique que les profits d'équilibre sont nuls. Pour une firme qui vend ses produits aux prix optimaux (3.6) et (3.7), les conditions de nullité des profits pour une firme domestique ou étrangère s'écrivent respectivement :

$$Rf = \frac{1}{\sigma - 1} \frac{W_H}{A_H^T} y_H \quad (3.10)$$

$$Rf = \frac{1}{\sigma - 1} \frac{W_F}{A_F^T} y_F \quad (3.11)$$

où y_c est la production d'une firme de c à l'équilibre du marché, égale à la demande des consommateurs augmentée des coûts de transport réels :

$$y_c = x_c + \tau x_{c'}, \quad c = H, F, \quad c' \neq c$$

A ce stade de l'analyse, on peut distinguer trois types de répartition des firmes, qui déterminent l'équilibre général du modèle :

- deux équilibres en coin dans lesquels la production de biens différenciés est complètement concentrée dans un seul pays, soit le pays domestique ($\lambda = 1$ auquel cas seule l'équation (3.10) s'applique), soit le pays étranger ($\lambda = 0$ et l'équation (3.11) s'applique),
- un équilibre intérieur dans lequel du bien échangé est produit dans chaque pays ($\lambda \in]0, 1[$). Dans ce cas, λ est déterminé par la confrontation des équations (3.10) et (3.11), dans lesquelles les productions y_H et y_F sont déterminées en utilisant les fonctions de demande (3.4).

A l'équilibre intérieur, les profits opérationnels des firmes sont les mêmes partout, juste suffisant pour couvrir le coût fixe de production Rf . En utilisant la définition des profits (équations (3.10) et (3.11)) et les demandes optimales (3.4), on obtient la distribution spatiale des firmes :

$$\lambda = \frac{s_E}{1 - \phi \rho^{1-\sigma}} - \frac{1 - s_E}{\phi^{-1} \rho^{1-\sigma} - 1} \quad (3.12)$$

avec :

- ρ le coût relatif de production du bien échangé : $\rho = \frac{W_H/A_H^T}{W_F/A_F^T}$
- et s_E la part du pays domestique dans la demande mondiale : $s_E = \frac{E_H}{E_H + E_F}$

A l'équilibre intérieur, la concentration des firmes dans le pays domestique est donc d'autant plus forte que la demande relative du consommateur domestique est élevée et que le coût relatif de production est faible. On retrouve ici les deux déterminants du commerce discutés dans l'introduction. L'effet d'agglomération conduit à une spécialisation relative du "grand" pays (en terme de demande) dans la production de biens différenciés. Si celui-ci a également un avantage comparatif dans la production de ce bien du fait d'une productivité relative plus élevée, cette spécialisation est renforcée. Puisque le bien T est le seul bien échangé, l'équilibre extérieur se fait alors par le biais de l'échange de capital : le pays qui est exportateur net de biens différenciés est également importateur net de capital. L'interaction de l'avantage comparatif et de l'effet d'agglomération détermine dans ce cadre l'équilibre de la balance des paiements mais aussi la répartition spatiale de la production et le prix relatif du bien échangé.

La condition (3.12) s'applique uniquement à l'équilibre intérieur, *i.e.* pour $\lambda \in]0; 1[$. Comme on le montre en Annexe B.1, ce dernier n'est solution du modèle que sous la condition suivante :

$$\frac{1}{\phi s_E + \phi^{-1}(1 - s_E)} < \rho^{\sigma-1} < \phi^{-1} s_E + \phi(1 - s_E)$$

L'équilibre intérieur n'est une solution que pour un écart suffisamment petit des coûts unitaires du travail dans le secteur T . En-dehors de cet intervalle, l'avantage comparatif domine toujours les effets d'agglomération et les firmes sont toutes localisées dans le pays où le coût de production est minimum quelle que soit la répartition de la demande. Dans ce cas, un pays est complètement spécialisé dans la production de biens non-échangés et exporte du capital, tandis que l'autre produit sa consommation de biens non-échangés plus la demande mondiale de bien échangé en utilisant le stock mondial de capital. Dans un tel équilibre en coin, le prix relatif des biens échangés dépend uniquement de la taille

des coûts de transport :

$$\begin{aligned} P_H^T/P_F^T &= \frac{1}{\tau} \quad \text{pour } \lambda = 1 \\ P_H^T/P_F^T &= \tau \quad \text{pour } \lambda = 0 \end{aligned}$$

Une fois qu'on connaît la répartition de la production, l'étape suivante consiste à déterminer le coût relatif de production (ρ) et la demande relative de H (s_E), deux variables endogènes qui dépendent de la distribution spatiale des firmes (λ).

3.2.4 Equilibre des marchés

A long terme, les marchés sont équilibrés et le nombre de firmes (n_W) comme leur répartition (λ) sont endogènes. On obtient le nombre total de firmes (et de variétés produites) dans le secteur des biens échangés en utilisant la condition d'équilibre du marché mondial de capital :

$$n_W = \frac{K_W}{f}$$

De plus, sous la condition de nullité des profits (équations (3.10) et (3.11)), le prix d'équilibre du capital vaut :

$$R = \frac{\mu}{\sigma} \frac{E_H + E_F}{K_W}$$

Les conditions d'équilibre du marché du travail du pays domestique et du pays étranger s'écrivent :

$$W_H \theta L_W = \lambda n_W (\sigma - 1) R f + (1 - \mu) E_H \quad (3.13)$$

$$W_F (1 - \theta) L_W = (1 - \lambda) n_W (\sigma - 1) R f + (1 - \mu) E_F \quad (3.14)$$

Ces conditions d'équilibre permettent d'obtenir la distribution du revenu mondial, qui ne dépend que de la répartition spatiale des firmes :

$$s_E \equiv \frac{E_H}{E_H + E_F} = \frac{\lambda(\sigma - 1) + \theta}{\sigma} \quad (3.15)$$

Plus les firmes sont concentrées dans le pays domestique, plus le salaire des travailleurs est élevé ce qui augmente le revenu agrégé¹³. Cette endogénéité du salaire relatif introduit une interdépendance entre la demande à l'équilibre et la répartition spatiale de la production, interdépendance qui n'existe pas dans le modèle “Footloose Capital” lorsque les salaires sont égaux de manière exogène.

Enfin, en utilisant les équations (3.13) et (3.14) ainsi que le prix d'équilibre du capital, on trouve le coût relatif du travail dans le secteur T (*i.e.* le ratio des salaires nominaux puisque le niveau des productivités est exogène) :

$$\rho \equiv \frac{W_H}{W_F} \frac{A_F^T}{A_H^T} = \frac{1 - \theta}{\theta} \frac{A_F^T}{A_H^T} \frac{\lambda(\sigma - 1) + \theta(1 - \mu)}{(1 - \lambda)(\sigma - 1) + (1 - \theta)(1 - \mu)} \quad (3.16)$$

Cette relation définit ρ comme une fonction croissante de λ . En effet, la concentration des firmes sur un marché exerce une pression sur le niveau de son salaire relatif. Par rapport au modèle “Footloose Capital”, cet ajustement salarial exerce une force centripète qui modère l'effet “Home Market”, ce qui explique que, pour des valeurs “raisonnables” des paramètres, l'équilibre est toujours intérieur dans les simulations numériques¹⁴.

¹³Cet effet ne passe que par le revenu des travailleurs. En effet, comme le marché du capital est parfaitement intégré au niveau mondial, la part de la rente de monopole distribuée aux détenteurs de capital de chaque pays est strictement proportionnelle aux dotations relatives θ et $(1 - \theta)$.

¹⁴Dans le modèle “Footloose Capital” au contraire, l'équilibre intérieur n'est solution que pour des pays de taille comparable (θ suffisamment proche de 0.5). Dans ce modèle en effet, la concentration des producteurs de biens différenciés dans un pays n'a pas d'impact sur le salaire puisque cette production se substitue à une partie de la production de biens homogènes. Ici au contraire, l'effet centrifuge lié à une demande nationale substantielle est en partie compensé par un ajustement salarial, qui limite l'effet “Home Market”.

Les équations (3.12), (3.15) et (3.16) forment un système de trois équations à trois inconnues $\{\lambda, \rho, s_E\}$, qui décrit complètement l'équilibre de long terme du modèle. Cependant, certaines non-linéarités rendent la résolution analytique impossible ce qui nous amène dans la suite à utiliser la simulation numérique pour étudier les déterminants des prix relatifs de ce modèle.

3.3 Déterminants du taux de change réel

3.3.1 Analyse en équilibre partiel

Dans ce modèle, le taux de change réel de long terme défini comme le prix relatif de la consommation de biens domestiques s'écrit¹⁵ :

$$RER \equiv \frac{P_H}{P_F} = \left(\frac{P_H^T}{P_F^T} \right)^\mu \left(\frac{P_H^N}{P_F^N} \right)^{1-\mu}$$

Si on note $HBS = \frac{A_H^T/A_H^N}{A_F^T/A_F^N}$ le double ratio des productivités, et en utilisant les prix optimaux (3.5), (3.6) et (3.7), on trouve qu'à l'équilibre partiel :

$$RER = \left(\frac{\lambda \rho^{1-\sigma} + (1-\lambda)\phi}{\lambda \phi \rho^{1-\sigma} + (1-\lambda)} \right)^{\frac{\mu}{1-\sigma}} (\rho HBS)^{1-\mu} \quad (3.17)$$

Cette relation met en évidence les déterminants du taux de change réel discutés en introduction. L'effet HBS implique que le taux de change réel augmente avec la productivité relative de H dans le secteur des biens échangés ($\partial RER / \partial HBS > 0$). En outre, l'endogénéité des choix de localisation introduit deux sources supplémentaires d'écarts à la PPA, un effet de type extensif lié à la répartition spatiale des firmes et un

¹⁵Avec cette définition, une hausse de RER correspond à une appréciation réelle pour le pays H .

effet intensif par le biais du coût relatif de production. La concentration des firmes dans un pays induit d’abord un gain de pouvoir d’achat pour le ménage représentatif local. En effet, l’arrivée de nouvelles firmes lui permet de consommer plus de biens produits domestiquement au détriment des biens importés et donc d’économiser sur les coûts de transport. Cet effet, appelé “Offre de Variétés” dans ce qui suit, implique une corrélation négative entre le taux de change réel et la part λ des firmes localisées dans le pays domestique (i.e. son taux de change se déprécie, toutes choses égales par ailleurs, si de nouvelles firmes s’installent sur son marché). Enfin, le taux de change réel est également une fonction croissante du coût relatif de production du secteur T ($\partial RER / \partial \rho > 0$), à travers le prix relatif des biens échangés *et* des biens non-échangés¹⁶.

En équilibre général, ces déterminants du taux de change réel vont interagir puisque λ et ρ sont sensibles aux chocs sectoriels de productivité (équations (3.12) et (3.16)). Avant d’aborder l’analyse en équilibre général, on peut avoir une idée du sens de cette interaction en confrontant la relation d’équilibre partielle à des données historiques. Pour cela, on simule l’équation (3.17) en utilisant des séries mesurées des variables HBS , λ et ρ qui influencent le taux de change réel de long terme en équilibre partiel. Cet exercice permet de connaître la réponse *théorique* (i.e. prédite par le modèle) des taux de change réel aux variations *observées* des variables de productivité relative et de coût relatif de production ainsi qu’aux évolutions de la répartition spatiale de la production¹⁷.

Pour cela, on utilise des données de l’OCDE sur la période 1988-2002. Dans la mesure où le modèle suppose une économie à deux pays et puisque l’effet “Home Market” n’est pas facilement généralisable à un cadre à N pays (cf. Behrens, Lamorgese, Ottaviano &

¹⁶L’impact du coût relatif de production (i.e. du salaire relatif et de la productivité relative) sur le prix relatif des biens échangés est observé par Zachariadis (2004). Celui-ci utilise des données désagrégées pour mettre en évidence un lien entre la productivité et la taille des déviations à la Loi du Prix Unique sur des marchés ouverts au commerce international.

¹⁷La simulation se fait sur une équation de croissance du taux de change réel, conformément à l’approche utilisée dans les modèles de taux de change réel de long terme.

Tabuchi (2004)), on choisit dans cet exercice de simulation de considérer chaque pays vis-à-vis de son “partenaire représentatif”, décrit par les caractéristiques moyennes de l’ensemble des pays de la base¹⁸. Cette approche permet d’avoir une interprétation des simulations en terme de taux de change effectif réel. Une solution alternative, plus exacte, consisterait à simuler le taux de croissance du taux de change réel bilatéral prédit par le modèle pour chaque couple de pays de la base et de reconstituer ensuite le taux de change effectif. Cependant, cette stratégie risquerait de compliquer l’interprétation des résultats, puisque des effets de composition se mêleraient aux effets structurels étudiés, alors même que cette simulation vise à mettre en évidence les propriétés analytiques du modèle et pas à reproduire la réalité.

Tous les détails concernant les sources de données, la construction des variables utilisées dans la simulation ou la méthode adoptée sont détaillées en Annexe B.2. Pour résumer, la première étape consiste, pour chacun des pays considérés, à mesurer la croissance de sa productivité relative (HBS) et de ses coûts relatifs de production (ρ) dans le secteur des biens échangés ainsi que l’évolution de la part λ des producteurs de biens échangés localisés sur son territoire¹⁹. Pour cela, on distingue les secteurs de biens échangés des secteurs de biens non-échangés sur la base d’un critère utilisant l’information sur le taux de pénétration des importations et sur la part de la production exportée dans chaque secteur. A partir des évolutions “observées” de HBS , ρ et λ , on utilise ensuite les prédictions du modèle pour simuler l’impact théorique de ces variables sur le taux de

¹⁸Plus précisément, le pays F est ici un “partenaire représentatif moyen”. Les variables décrivant ce “pays” sont calculées en faisant une moyenne pondérée des variables relatives aux $(N-1)$ autres pays de la base de données, le schéma de pondérations étant basé sur le commerce bilatéral du pays considéré. Si on admet que les flux d’échanges reflètent la répartition spatiale de la production, ce schéma de pondérations permet de tenir compte de la multiplicité des relations bilatérales agrégées dans ce “partenaire représentatif”.

¹⁹Comme on le montre en Annexe B.2, le paramètre λ est en réalité mesuré par la part du pays H dans la production en valeur de biens échangés, en l’absence de données sectorielles sur le nombre de firmes actives dans chaque pays.

change réel effectif des pays considérés. Cet exercice de simulation utilise une transformation de l'équation (3.17) en termes de taux de croissance et autorise le paramètre μ à varier d'un pays à l'autre²⁰. Grâce à cette relation, on peut avoir une idée de la réponse attendue du taux de change effectif réel, attribuable aux variations observées de HBS , λ and ρ . Conformément à l'approche en équilibre partiel de cette section, cette analyse est faite en fixant (à leur niveau de début de période) tous les déterminants du taux de change réel autre que celui étudié, et pour des valeurs choisies des paramètres entrant dans la définition du taux de change réel²¹.

Cet exercice de simulation permet de mettre en évidence les mécanismes du modèle conduisant à une interaction entre les mécanismes d'ajustement des salaires et les choix de localisation des firmes. En revanche, cet exercice ne peut pas être assimilé à un exercice de calibration ou d'estimation. En particulier, il n'est pas surprenant d'obtenir des effets théoriques assez éloignés des évolutions observées du taux de change réel. Les écarts peuvent provenir de plusieurs éléments. D'abord, les taux de change réels "observés" dans les données sont calculés à partir d'indices de prix qui ne tiennent pas compte des effets extensifs du commerce, i.e. des décisions d'entrée des firmes sur les marchés nationaux (cf. Ghironi & Melitz (2005) et Corsetti et al. (2005)). Par conséquent, ces mesures ne permettent pas de mettre en évidence un des principaux mécanismes du modèle que les simulations mettent en évidence. Ensuite, ces séries captent à la fois les évolutions du taux de change réel d'équilibre et des évolutions conjoncturelles, dont le modèle et les simulations ne tiennent pas compte. Enfin, plusieurs déterminants théo-

²⁰On utilise une équation de croissance plutôt que l'équation (3.17) en niveaux car les données sur la productivité du travail sont des indices et ne sont donc pas interprétables en niveaux. De plus, on lève l'hypothèse d'homogénéité des préférences ($\mu_H = \mu_F$), qui n'est pas très réaliste, comme le montre le graphique B.1 en Annexe. L'équation finale calibrée est donnée en Annexe B.2.5.

²¹L'élasticité de substitution entre les biens (σ) est fixée à cinq et le coût de transport "iceberg" choisi est 1.25, ces valeurs étant les mêmes que celles de Venables (1996). Comme on le montre lors de l'analyse en équilibre général, les résultats sont cependant sensibles à la valeur de ces paramètres. Cette sensibilité ne concerne pas la direction des effets prédits.

riques du taux de change réel de long terme ne sont pas pris en compte par le modèle, notamment les politiques fiscales (Ganelli (2004)), l'épargne nette du secteur privé ou les services de distribution (MacDonald & Ricci (2004)). Par exemple, le modèle sous-estime l'appréciation réelle qui a eu lieu dans les pays d'Europe Centrale et Orientale (République tchèque, Hongrie et Pologne), qui est en partie attribuable à des flux de capitaux résultants de facteurs que le modèle ignore : l'optimisme des investisseurs concernant l'intégration de ces pays dans l'économie mondiale, le financement des privatisations par des fonds privés, la sous-évaluation de leur monnaie au début de la période, etc.

Les résultats de ces simulations sont résumés dans le tableau 3.1. Pour chaque pays de l'échantillon, le chiffre de la colonne "Effet HBS" donne le taux de croissance annuel (en %) de son taux de change effectif réel attribué par le modèle aux variations observées de sa productivité relative dans le secteur des biens échangés, par rapport au secteur des biens non échangés (*HBS*)²². De même, la colonne "Effet OV" (pour "Offre de Variétés") donne le taux de change annuel moyen des prix relatifs attribuable aux variations observées de la répartition spatiale des firmes du secteur des biens échangés (λ). Enfin, la colonne "Effet CRP" ("Coût Relatif de Production") est la croissance prédite du taux de change réel due à la croissance des écarts de coût unitaire du travail dans les secteurs de biens échangés (ρ). La quatrième colonne, qui est simplement la somme des trois précédentes, est la réaction théorique globale du taux de change réel attribuée par le modèle à la combinaison de ces trois effets.

Comme on pouvait s'y attendre, le modèle met en évidence un effet Harrod-Balassa-Samuelson positif important dans des pays émergents tels que la Pologne, la Corée ou la Hongrie qui ont connu des gains de productivité importants dans le secteur des biens échangés pendant la période considérée. L'effet HBS est également fortement positif aux

²² Avec la définition utilisée du taux de change réel, une valeur positive correspond à une appréciation réelle pour le pays considéré.

TAB. 3.1 – Taux de croissance annuel (en %) du taux de change effectif réel, prédit par le modèle en réaction aux variations observées de *HBS*, λ et ρ

	Période	Effet HBS ^a	Effet OV ^b	Effet CRP ^c	Effet total ^d	Variation observée ^e
Australie	88-01	-1.92	0.02	1.32	-0.58	0.68
Autriche	88-02	0.23	-0.16	-2.65	-2.58	-0.87
Belgique	88-02	0.04	-0.28	-0.58	-0.82	-0.54
Canada	88-00	-0.96	0.00	0.75	-0.21	-0.80
Rép. tchèque	95-00	0.81	-0.06	0.64	1.39	4.37
Danemark	88-02	0.51	-0.31	-2.03	-1.83	-4.00
Finlande	88-02	0.02	-0.12	-2.05	-2.15	-0.47
France	88-01	0.62	0.01	-1.64	-1.01	-1.24
Allemagne	88-01	0.35	0.02	1.61	1.98	-0.83
Grèce	95-02	-0.75	-0.10	1.39	0.54	2.30
Hongrie	92-02	1.11	-0.58	3.12	3.65	12.98
Italie	88-02	-0.66	-0.20	0.68	-0.18	0.95
Japon	88-01	-0.83	0.02	-1.55	-2.36	-2.28
Corée	89-99	1.69	-0.09	-0.26	1.34	2.97
Mexique	88-01	-0.86	-0.27	14.53	13.40	14.94
Pays Bas	88-02	-0.13	-0.20	-0.35	-0.68	-0.30
Nvle Zélande	89-98	-0.65	0.00	0.24	-0.41	-0.52
Norvège	88-02	-1.30	-0.11	-0.33	-1.74	-0.35
Pologne	92-01	4.01	-0.13	6.95	10.83	15.58
Portugal	88-99	0.04	-0.10	1.87	1.81	3.20
Espagne	88-01	-0.61	-0.02	2.76	2.13	1.07
Suède	88-01	0.81	0.01	-1.28	-0.46	0.56
Royaume-Uni	88-02	-0.70	-0.31	0.27	-0.74	0.83
Etats-Unis	88-01	1.22	0.02	-3.09	-1.85	-1.04

^{a,b,c} Réaction théorique des prix relatifs à des variations de *HBS* (^a), λ (^b) et ρ (^c).^d Effet total (somme des trois colonnes précédentes).^e Variation observée du taux de change effectif réel.

Etats-Unis, du fait de l'importance du secteur des biens non-échangés dans la consommation américaine qui tend à amplifier l'effet de gains de productivité modérés. L'effet le plus fort est obtenu pour la Pologne et implique une appréciation théorique réelle de plus de 4% par an. En ce qui concerne l'effet "Offre de Variétés", l'ampleur des simulations est en moyenne plus faible que celui de l'effet HBS. L'effet le plus fort est obtenu pour la Hongrie. La capacité productive en biens échangés a fortement augmenté dans ce pays au cours de la période considérée ce qui conduit théoriquement à une dépréciation réelle d'environ 0.6% par an. Enfin, l'effet "Coût Relatif de Production" est fortement positif dans les pays dont les salaires sur-réagissent aux gains de productivité dans le secteur des biens échangés (comme l'Espagne, la Hongrie, la Pologne et, surtout, le Mexique). En équilibre partiel, cette hausse des coûts de production conduit à une appréciation réelle. En revanche, quand les salaires croissent moins que la productivité (comme en Autriche, au Danemark, en Finlande et aux Etats-Unis), les gains de compétitivité conduisent à une dépréciation réelle.

Dans huit pays²³, l'effet "Offre de Variétés" et l'effet "Coût Relatif de Production" tendent à contrebalancer l'effet HBS. Ce résultat est obtenu pour des pays dont la productivité relative dans les secteurs exposés à la concurrence internationale se dégrade tandis que les salaires ne s'ajustent que partiellement ce qui réduit l'attractivité du pays comme lieu d'implantation des firmes (c'est le cas en Australie par exemple). A l'inverse, la productivité relative de certains pays (comme l'Autriche) augmente et son coût relatif de production diminue, ce qui incite plus de firmes à s'implanter. Le modèle prédit alors une dépréciation qui contrebalance en partie l'effet Harrod-Balassa-Samuelson. Pour ces huit pays, ignorer les déviations à la PPA dans les secteurs de biens échangés conduit à sous-estimer l'effet HBS puisque ces trois effets sont corrélés. A l'inverse dans trois pays de l'échantillon, les effets HBS, OV, et CRP se renforcent les uns les autres : pour l'Al-

²³ Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Finlande, Corée et Nouvelle Zélande.

Allemagne, le modèle prédit une appréciation réelle tandis que l'effet théorique est négatif pour la Nouvelle Zélande et la Norvège. Dans ces pays, les gains de productivité sont plus que compensés par des ajustements de salaires, ce qui réduit l'incitation des firmes à entrer sur le marché, malgré les gains de productivité. Dans ce cas, une estimation de l'effet HBS ne tenant pas compte des déviations à la PPA dans les secteurs de biens échangés conduirait à sur-estimer l'effet réel des chocs sectoriels de productivité. Dans les autres pays de l'échantillon, le sens du biais de variables omises d'un test du modèle Harrod-Balassa-Samuelson standard n'est pas clair car les effets "Offre de Variétés" et "Coût Relatif de Production" jouent en sens opposés²⁴.

Cette analyse en équilibre partiel permet de comparer les déterminants du taux de change réel introduits dans ce modèle. Elle montre que l'interaction entre les effets "Harrod-Balassa-Samuelson", "Offre de Variétés" et "Coût Relatif de Production" est susceptible d'affecter le taux de change réel de diverses façons. Cependant, cette analyse reste insuffisante dans la mesure où les choix de localisation qui déterminent λ et ρ ne sont pas pris en compte. Dans la suite de ce chapitre, on utilise donc des simulations numériques pour étudier les déterminants structurels du taux de change réel en équilibre général. En particulier, on s'intéresse à l'impact sur les prix relatifs de la productivité relative du secteur exposé et de la taille relative des pays.

3.3.2 Analyse en équilibre général

Pour identifier l'impact sur les prix de la taille relative des pays et des écarts sectoriels de productivité, on calcule la valeur du taux de change réel (3.17) pour les valeurs d'équilibre de λ et ρ déterminées en résolvant le système composé des trois relations d'équilibre

²⁴La direction du biais pourrait être inférée d'une comparaison de l'ampleur relative des effets théoriques résumés dans les colonnes 2 et 3. Cependant, dans la mesure où ces chiffres sont sensibles à la calibration des paramètres, une telle comparaison présente peu d'intérêt du point de vue appliqué.

(3.12), (3.15) et (3.16). Cette simulation est d'abord réalisée pour des valeurs de la productivité relative du travail dans le secteur des biens échangés ($RelA^T = A_H^T/A_F^T$) entre 0.2 et 5²⁵ puis pour différentes valeurs de la taille relative θ du pays domestique (entre 0.5 et 1). En outre, on étudie la sensibilité de ces simulations aux autres paramètres du modèle. On utilise pour cela des valeurs des coûts de transport τ entre 1.05 et 1.45 ce qui permet de couvrir les estimations faites par Hummels (2001). L'élasticité de substitution σ est choisie entre 3 et 7, comme chez Venables (1996). Enfin, on autorise le paramètre μ à varier entre 0.1 et 0.9 de façon à couvrir le champ des valeurs observées pour les différents pays de l'OCDE étudiés dans la section précédente (graphique B.1).

3.3.2.1 Ecarts de productivités et taux de change réel

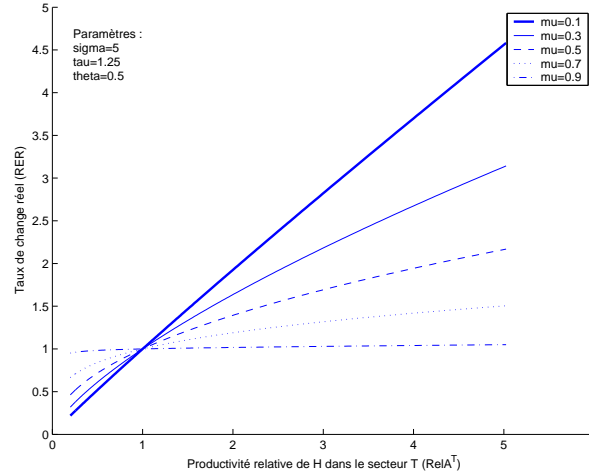
La première étape consiste à étudier la sensibilité du modèle à des variations de la productivité relative dans le secteur des biens échangés. En effet, ce paramètre est crucial dans le mécanisme du modèle HBS. En outre, la productivité du travail intervient également dans les choix de localisation des entreprises.

Le lien théorique entre le taux de change réel d'équilibre et la productivité relative dans le secteur des biens échangés est représenté sur le graphique 3.1 pour différentes valeurs du paramètre μ . En outre, le tableau B.2 en Annexe donne l'ampleur estimée de cet effet (mesurée par l'élasticité du taux de change réel à une augmentation de 1% de la productivité relative de H) pour différentes valeurs des paramètres²⁶.

²⁵On s'intéresse ici aux gains de productivité dans le secteur des biens échangés uniquement car ils sont bien plus importants que les variations observées dans les secteurs de biens non-échangés (cf. graphique B.2). De plus, seule la productivité relative du secteur T est susceptible d'affecter les choix de localisation des firmes et d'interagir avec l'effet HBS standard.

²⁶Lorsque cette relation n'est pas linéaire, la table donne l'intervalle dans lequel cette élasticité varie pour $RelA^T$ entre 0.2 et 5.

FIG. 3.1 – Influence des écarts de productivité sur le taux de change réel

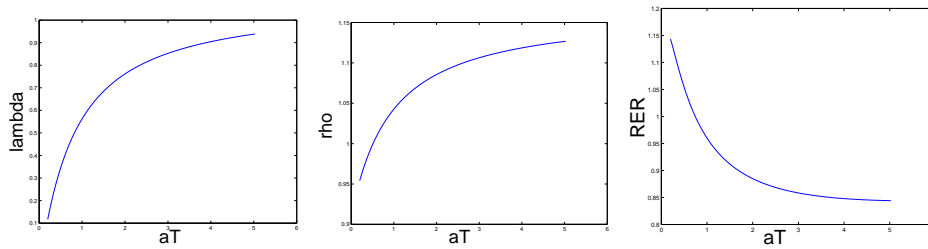


Comme dans un modèle Harrod-Balassa-Samuelson standard, le taux de change réel de H s'apprécie quand sa productivité relative dans le secteur T augmente. Ce résultat s'explique par l'ajustement salarial que la hausse de la demande de biens échangés engendre. Comme le montre le graphique 3.1, l'ampleur de cet effet est positivement corrélée à la part des biens non-échangés dans la consommation. De plus, dans la mesure où la productivité influence les choix de localisation des firmes, cet effet est également sensible aux autres déterminants de ces décisions, notamment la taille relative des pays (θ) et l'ampleur τ des coûts de transport (cf. tableau B.2 en Annexe). Pour certaines paramétrisations, l'effet "Offre de Variétés" (lié à l'entrée sur le marché de nouvelles firmes souhaitant bénéficier des gains de productivité) est tel qu'il domine l'effet HBS. Dans ce cas, le taux de change réel du pays bénéficiant des gains de productivité les plus élevés dans le secteur des biens échangés se *déprécie*, contrairement aux prédictions du modèle HBS. Cette situation est d'autant plus probable que l'intensité de l'effet Harrod-Balassa-Samuelson est faible, tandis que l'élasticité de la répartition spatiale des firmes à des variations de la productivité relative est élevée. On peut ainsi s'attendre à

observer ce type de phénomène dans un pays consommant peu de biens non-échangés et dont la situation géographique conduit à une agglomération des firmes des secteurs à rendements croissants²⁷. Le graphique 3.2 illustre cette situation. Les deux graphiques de gauche correspondent à la réaction de λ et ρ à une hausse de la productivité relative dans le secteur de biens échangés du pays domestique tandis que le graphique de droite illustre l’impact global sur le taux de change réel pour une telle configuration des paramètres. On vérifie que, pour cette paramétrisation, les gains relatifs de productivité du pays domestiques conduisent à une agglomération des firmes (λ augmente) qui contribue à la hausse de son salaire d’équilibre. Cependant, l’effet “Offre de Variétés” est tel que son taux de change réel se déprécie néanmoins.

FIG. 3.2 – Taux de change et productivité quand l’effet “Offre de Variétés” domine l’effet “Harrod-Balassa-Samuelson”

(*Calibration* : $\tau = 1.55$, $\sigma = 1.5$, $\mu = 0.9$, $\theta = 0.55$)



Bien que ce cas de figure corresponde à une configuration très particulière des paramètres, il permet de montrer comment les résultats standards de Harrod (1933), Balassa (1964)

²⁷On peut par exemple penser aux cas de la Belgique ou des Pays-Bas. En effet, ces pays consomment beaucoup de biens échangés et sont donc peu sensibles à l’effet HBS (cf. Table B.1 en Annexe). D’autre part, leur situation au centre de l’Union Européenne en fait des pays stratégiques en terme d’accès au marché. Les entreprises qui veulent s’implanter en Europe devraient donc être très sensibles à la compétitivité relative de ces pays ce qui renforce l’effet “Offre de Variétés”.

et Samuelson (1964) peuvent être modifiés lorsqu'on tient compte de l'impact des choix de localisation des firmes sur le niveau des prix relatifs.

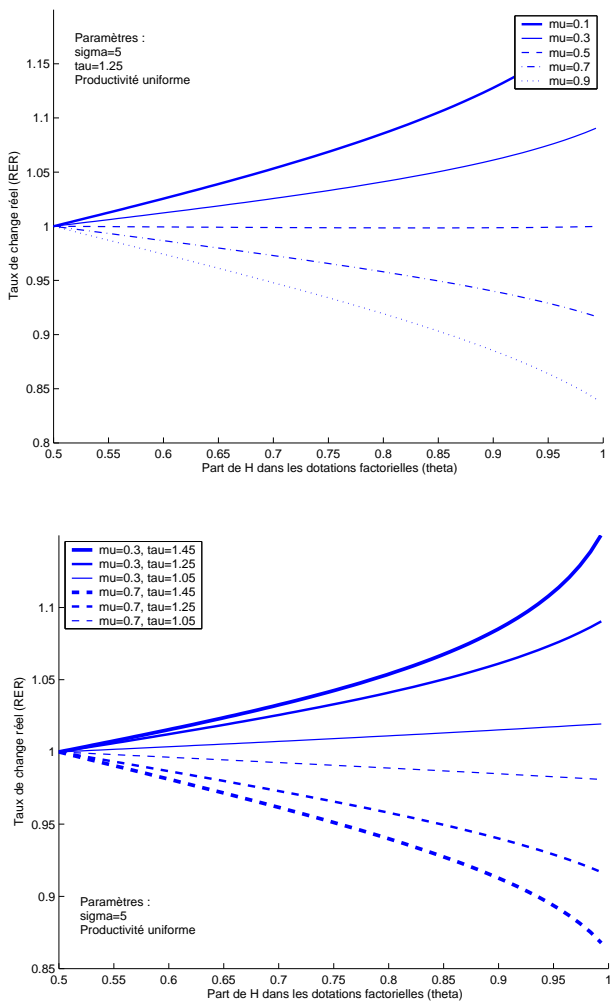
Néanmoins, avec les paramètres plus “raisonnables” du tableau B.2, l'intensité de l'effet des décisions d'implantation est moindre et le modèle reproduit presque à l'identique le mécanisme Harrod-Balassa-Samuelson standard : une hausse de 1% de la productivité relative de H dans le secteur des biens échangés conduit à une appréciation réelle d'environ $(1 - \mu)\%$. Cependant, lorsqu'on tient compte des choix de localisation des firmes, la productivité sectorielle relative n'est plus le seul déterminant de long terme du taux de change réel. En effet, les facteurs affectant la répartition spatiale de la production à l'équilibre influencent également le niveau des prix relatifs dans ce cas.

3.3.2.2 Taille relative des pays et taux de change réel

Dans ce paragraphe, on s'intéresse à l'impact de la taille relative des pays sur le niveau des prix relatifs. En effet, comme le montrent Martin & Rogers (1995), ce paramètre est un déterminant essentiel des choix de localisation des firmes dans un cadre d'économie géographique. Ici aussi, on utilise la simulation numérique pour étudier la réaction du taux de change réel à une augmentation du paramètre θ entre 0.5 et 1, *i.e.* à une hausse de la taille relative du pays domestique. Les résultats de ces simulations sont illustrés sur le graphique 3.3 et détaillés dans le tableau B.3 en Annexe.

Comme le montre le premier graphique de la figure 3.3, le sens de la relation entre θ et RER dépend de la part des biens échangés dans la consommation. Quand la part des biens échangés est suffisante ($\mu > 0.5$), l'effet de la taille relative de H est négatif : la concentration des firmes dans le “grand” pays réduit le niveau de ses prix relatifs grâce à des économies sur les coûts de transport payés par le consommateur final. En revanche, quand la consommation de biens non-échangés est importante ($\mu < 0.5$), l'économie sur les coûts de transport n'est pas suffisante pour compenser l'impact de l'augmentation

FIG. 3.3 – Taille relative des pays et taux de change réel



salariale concomitante à l'entrée des firmes sur le marché. Par conséquent, le prix relatif du pays domestique est alors une fonction croissante de sa taille relative.

Dans la mesure où l'impact de θ sur RER passe par la localisation endogène des firmes (λ), tous les facteurs qui entrent dans les décisions d'entrée sur le marché domestique modifient l'intensité de ce lien. Ainsi, son ampleur dépend-elle du montant des coûts à l'échange qui détermine l'importance relative de l'accès au marché dans les choix de localisation : plus ces frictions sont grandes, plus l'accès au marché est important ce qui renforce le lien entre θ et λ (cf. le deuxième graphique de la figure 3.3). De même, l'intensité de l'effet taille est affectée par le degré de substituabilité entre variétés du bien échangé : plus les biens sont substituables, plus la demande est sensible à des écarts de prix, ce qui accroît l'incitation des firmes à produire sur le "grand" marché (Baldwin et al. (2005)) et renforce l'effet taille.

Des éléments quantitatifs sur l'élasticité du taux de change réel à des variations de θ sont fournis dans le tableau B.3 en Annexe. Les simulations montrent que l'élasticité est d'autant plus forte que les pays sont asymétriques. De plus, le taux de change réel est plus sensible à la taille relative des pays si i) le biais de consommation en faveur de l'un ou l'autre des secteurs est important (μ proche de 0 ou 1), ii) les coûts de transport τ sont élevés, iii) la productivité relative du pays domestique dans le secteur des biens échangés est faible, iv) les variétés du bien T sont très substituables. La combinaison de ces paramètres conduit à une élasticité des prix relatifs aux variations de la taille relative des pays qui varie entre -0.85 et 1.04 dans les simulations. L'ampleur de ces effets n'est donc pas négligeable puisqu'elle est du même ordre que l'élasticité du taux de change réel à des variations de la productivité relative dans le secteur des biens échangés. Ces résultats impliquent donc que l'effet taille peut être un déterminant important des taux de change réel, notamment dans des pays dont le potentiel de marché augmente rapidement.

En comparant les résultats de ces deux séries de simulations, on vérifie que la combinaison de l'effet HBS à l'effet taille peut conduire à diverses situations. En modifiant quelques paramètres du modèle, on peut passer i) d'une situation où les effets se renforcent mutuellement à une situation où ils jouent en sens opposé, ii) d'une situation où l'effet Harrod-Balassa-Samuelson domine l'effet taille à une situation où ce dernier domine au contraire la détermination des prix relatifs. Ainsi, quand la part des biens échangés dans la consommation est faible ($\mu < 0.5$), on peut s'attendre à observer un effet Harrod-Balassa-Samuelson fort, renforcé par l'effet taille si le pays qui bénéficie des gains de productivité bénéficie aussi d'une hausse de la taille de son marché. Une telle situation pourrait par exemple correspondre au cas américain, dont la productivité s'est accrue au cours des vingt dernières années tandis que la taille de son marché attirait un nombre croissant d'investisseurs étrangers. Au contraire, dans des pays qui consomment beaucoup de biens échangés, l'effet Harrod-Balassa-Samuelson devrait être en partie compensé par l'effet taille. On peut par exemple s'attendre à observer ce type de phénomène chez les nouveaux membres de l'Union Européenne, dont le potentiel de marché a fortement cru suite à leur adhésion à l'UE.

3.4 Conclusion

Dans ce chapitre, un modèle est présenté, qui étudie les déterminants de long terme des prix relatifs dans un cadre combinant des écarts de productivité entre les secteurs de biens échangés et non-échangés et une détermination endogène de la distribution spatiale des producteurs de biens échangés. Dans ce cadre, deux types de déviations à la PPA sont comparés : des écarts de prix dans le secteur des biens non-échangés, attribuables à l'effet Harrod-Balassa-Samuelson, et des déviations à la PPA dans le secteur exposé à la concurrence internationale, expliquées par les décisions de localisation des firmes

influençant la structure de la consommation et le niveau relatif des salaires.

Quand on calibre le modèle sur des données de l'OCDE, on montre que les tests standard de l'effet HBS qui ne tiennent pas compte des choix de localisation des firmes peuvent être sujet à un biais de variables omises dont la direction est difficile à anticiper. L'analyse en équilibre général explique ce résultat. En effet, la corrélation entre l'effet HBS et les choix de localisation est ambiguë. En effet, un choc de productivité relative dans le secteur des biens échangés génère un effet HBS mais conduit également de nouvelles firmes à entrer sur le marché du pays bénéficiant du choc. L'arrivée de ces firmes a un effet positif ou négatif sur les prix relatifs. Si l'ajustement des salaires à l'augmentation de la demande de travail est fort, l'effet HBS est renforcé. En revanche, l'arrivée des nouvelles firmes contrebalance en partie ce dernier si l'effet de composition domine l'impact de l'ajustement des salaires, *i.e.* si les économies de coûts de transport liées à l'augmentation de l'offre de produits domestiques sont suffisantes. En équilibre général, on montre que le poids relatif des effets "Coût relatif" et "Offre de variétés" dépend de la structure sectorielle de la consommation, l'effet "Offre de variétés" étant d'autant plus fort que la part des biens échangés dans la consommation est importante. Finalement, on montre que le niveau des prix relatifs de ce modèle dépend principalement de deux variables exogènes : le double ratio des productivités, comme dans le modèle Harrod-Balassa-Samuelson standard, et la taille relative des pays, qui influence les choix de localisation à long terme.

Ces résultats sont intéressants pour plusieurs raisons. D'abord, ils montrent comment les apports des Nouvelles Théories du Commerce peuvent éclairer sous un nouvel angle le "puzzle" de la Parité des Pouvoirs d'Achat. En effet, alors même que l'impact des choix de localisation sur la structure du commerce a été mis en évidence dans de nombreux articles théoriques et empiriques, leur influence sur l'équilibre macroéconomique, notamment sur le niveau des prix relatifs, n'est que rarement étudié. Le modèle de ce chapitre

montre pourtant que certaines variables négligées par les modèles néo-classiques utilisés en Macroéconomie Ouverte sont susceptibles d'influencer de manière déterminante les taux de change réel de long terme. En particulier, il met en évidence le rôle des choix de localisation des firmes et des asymétries de taille des pays dans la détermination des prix relatifs. Tenir compte de ces effets d'agglomération est important car ils sont susceptibles d'interagir avec les déterminants "standards" des prix relatifs, notamment avec l'effet HBS.

Du point-de-vue théorique, de nombreuses pistes de recherche s'ouvrent à la suite de ce travail. En effet, le modèle développé ici repose sur des hypothèses fortes permettant d'isoler l'interaction entre l'ajustement des salaires et la réaction des firmes suite à un choc de productivité. Les principaux mécanismes à l'oeuvre étant bien identifiés, on peut à présent envisager d'enrichir le modèle en introduisant par exemple des effets d'agglomération plus importants qui renforceraient les effets de demande dans la détermination des prix relatifs de long terme. Pour cela, on peut utiliser un modèle d'économie géographique *à la* Krugman & Venables (1995) dans lequel il existe une relation de causalité circulaire entre la détermination endogène de la demande et de la production. On peut également envisager d'introduire une segmentation verticale de la production qui renforce les effets d'agglomération entre firmes de différents secteurs. Enfin, une piste de recherche intéressante consisterait à ajouter au modèle un mécanisme par lequel la nature échangée ou non des biens est endogène, comme chez Bergin et al. (2004).

Du point de vue empirique, la question de l'impact des choix de localisation sur les prix relatifs est encore largement inexplorée. En particulier, s'il existe quelques études de l'effet pro-concurrentiel sur les prix de l'entrée de nouvelles firmes sur un marché (cf. Chen et al. (2004), Boulhol (2005)), la littérature relative à l'impact des choix de localisation sur les prix relatifs agrégés est essentiellement théorique. En effet, les tests empiriques de ces modèles se heurtent à plusieurs difficultés techniques liées à la qualité des indices de prix utilisés pour mesurer le taux de change réel. En particulier, l'effet de

l'entrée de nouvelles firmes sur un marché est un phénomène difficile à identifier dans la mesure où les méthodes de calcul des indices de prix visent à lisser l'impact de ces nouvelles variétés. Ainsi, comme le soulignent Ghironi & Melitz (2005) et Corsetti et al. (2005), mesurer les taux de change réel au moyen d'indices de prix à la consommation revient à sous-estimer l'effet des variations de l'offre de variétés sur un marché puisque les instituts statistiques n'intègrent ces changements qu'avec retard. Dans le chapitre suivant, on utilise donc une méthode proposée par Feenstra (1994) permettant de mesurer le biais des indices de prix construits sur la base d'un panier de biens constant, qui négligent l'impact des nouvelles variétés. On peut alors quantifier l'effet "Offre de Variétés" discuté dans ce chapitre.

Chapitre 4

Prix à l'importation et marge extensive : une analyse empirique

4.1 Introduction

¹Le chapitre précédent a mis en évidence l'impact des choix de localisation des firmes sur le niveau des prix et le taux de change réel de long terme. Dans ce modèle, l'effet décrit est de nature *extensive* puisqu'il ne passe que par le prix des nouvelles variétés : l'entrée des firmes sur un marché national modifie l'indice de prix du fait de la préférence des agents pour la diversité, en dehors de tout ajustement des stratégies de prix des concurrents déjà installés sur le marché². Ce modèle n'est pas le premier à étudier ce type de phénomènes. Ghironi & Melitz (2005), Corsetti et al. (2005) ou MacDonald & Ricci (2004) mettent en évidence des mécanismes similaires dans des cadres analytiques

¹Les résultats de ce chapitre sont issus d'un travail joint réalisé avec Guillaume Gaulier paru en document de travail du CEPPII, Gaulier & Méjean (2006).

²Au contraire, Chen et al. (2004) étudient l'impact de l'entrée des firmes sur le prix de leurs concurrents dans un modèle avec préférences quasi-linéaires. Le mécanisme qu'ils testent empiriquement est donc de nature *intensive* puisqu'il passe par le comportement des firmes *déjà* présentes sur le marché.

différents. Cependant, ces articles ne fournissent pas de résultats empiriques mettant en évidence l'impact sur les prix agrégés des décisions d'entrée des firmes sur un marché. L'objet de ce chapitre est de quantifier cet effet pour différents pays importateurs de façon à avoir une idée de l'impact sur les prix relatifs des choix de localisation des entreprises.

Conceptuellement, ce travail peut être abordé sous l'angle de la distinction des effets “intensif” et “extensif” du commerce, qu'on applique dans le cas présent à l'évolution des prix du commerce. En effet, cette distinction occupe une place importante dans la littérature récente en commerce international, notamment dans le cadre de modèles de firmes hétérogènes à la Méltz (2003). L'étude des décisions d'entrée des firmes sur un marché permet en effet de décomposer la croissance du commerce en une composante “intensive”, augmentation de la valeur des flux bilatéraux pré-existants, et une composante “extensive” attribuable aux décisions d'entrée (ou de sortie) sur le marché national de la part des producteurs domestiques ou étrangers. Les travaux empiriques³ montrent qu'une part non négligeable de la croissance du commerce consécutive à la libéralisation des échanges s'explique par l'arrivée de nouveaux produits sur les marchés importateurs, *i.e.* par un mécanisme de type extensif.

L'analyse des prix du commerce international peut également être abordée sous cet angle. A la suite d'un choc, les prix agrégés peuvent en effet s'ajuster par le biais de deux canaux de transmission : un canal “intensif”, ajustement des prix des producteurs initialement présents sur le marché, et un canal “extensif”, lié à l'entrée ou à la sortie des firmes du marché. Le modèle du chapitre 4 comme les articles de Ghironi & Melitz (2005), Corsetti et al. (2005) ou MacDonald & Ricci (2004) permettent d'illustrer ce type d'effets extensifs par lesquels les décisions de localisation des firmes affectent les

³cf. Kehoe & Ruhl (2003) ou Hummels & Klenow (2002) sur données sectorielles, Eaton et al. (2004) et Koenig-Soubeyran (2005) sur données individuelles.

prix relatifs agrégés sur le marché des biens échangés. Alors que les ajustements de prix de type intensif peuvent être étudiés à partir de données individuelles⁴, les effets extensifs sont plus difficiles à mesurer empiriquement car ils nécessitent des séries d'indices de prix permettant d'identifier les ajustements endogènes de l'offre de variétés. Or, les méthodes statistiques de construction des indices de prix visent justement à isoler les variations individuelles de prix en neutralisant les effets de composition inhérents à l'apparition d'un nouveau bien sur le marché considéré : l'indice de prix se réfère à un panier de biens donné et ignore l'introduction de nouvelles variétés⁵. Si elle permet de suivre les évolutions de prix "pures", une telle méthode conduit à un biais de mesure puisqu'elle néglige l'effet des nouvelles variétés sur l'indice de prix.

Mesurer l'impact extensif du commerce sur les prix nécessite donc au préalable de construire des séries d'indices de prix tenant compte de l'arrivée des nouvelles variétés étrangères sur le marché national⁶. Pour cela, Feenstra (1994) propose une méthode utilisant des données de commerce en panel permettant de quantifier le biais de mesure des prix engendré lorsqu'on ne tient pas compte des nouvelles variétés dans le calcul des indices de prix sectoriels. Broda & Weinstein (2006) étendent cette approche à un cadre multi-sectoriel, ce qui permet d'interpréter le biais estimé en termes macroéconomiques. Ces auteurs montrent ainsi qu'utiliser une méthode ne tenant pas compte de l'impact des nouvelles variétés amène à surestimer significativement l'indice de prix à l'importation américain : sur la période 1972-2001, le biais serait de 1.2 point de pourcentage par

⁴cf. notamment Chen et al. (2004) et Boulhol (2005) qui étudient les effets pro-concurrentiels du commerce sur les prix.

⁵Plus précisément, les calculs utilisent une formule de type Laspeyres ou Paasche qui maintient constantes les pondérations servant à agréger les prix individuels. Le panier de référence est révisé à intervalles réguliers pour tenir compte des changements de composition des paniers consommés. Le traitement des problèmes liés à des biens qui apparaissent ou disparaissent au cours de la période considérée se fait par des techniques de chaînage permettant de lisser leur impact sur l'indice de prix.

⁶Corriger les indices de prix de l'effet des changements de l'offre de variétés est également important pour estimer l'élasticité de la demande d'importations (cf. Krugman (1991), Feenstra (1991)) ou l'impact sur le bien-être d'une hausse de l'offre de variétés (Broda & Weinstein (2006)).

an (0.5% sur 1990-2001). En outre, les exercices de calibration présentés dans Broda & Weinstein (2004) suggèrent que ce chiffre est un seuil minimum par rapport à ce qu'il pourrait être dans d'autres pays, notamment ceux engagés dans un processus de libéralisation.

Les simulations de Broda & Weinstein (2004) ne permettent pas cependant de quantifier de manière rigoureuse le biais de mesure des prix pour tous les pays de l'échantillon, comme ils le font dans le cas des prix à l'importation américains⁷. Dans ce chapitre, la méthode plus rigoureuse de Feenstra (1994) est appliquée à une base de données bilatérales relatives au commerce mondial de biens à un niveau sectoriel fin. L'exhaustivité de cette base permet donc de répliquer le travail de Broda & Weinstein (2006) sans restreindre l'analyse aux seuls Etats-Unis. On estime ainsi l'effet des ajustements endogènes de l'offre de variétés sur les prix à l'importation de 28 pays de l'OCDE. L'intérêt de cette approche est qu'elle permet d'inférer des estimations une mesure rigoureuse de l'impact extensif du commerce sur les prix *relatifs*. Cette comparaison internationale permet alors de mettre en évidence les pays qui ont le plus bénéficié (en terme de prix) de l'arrivée de nouveaux exportateurs sur les marchés internationaux. En outre, elle autorise une interprétation des résultats en terme de taux de change réel, conformément au modèle du Chapitre 3.

Sur la période considérée (1994-2003), le biais de mesure des prix obtenu implique qu'en moyenne, négliger l'arrivée de nouvelles variétés conduit à sur-estimer le niveau des prix à l'importation de 0.2% par an. Cependant, ce chiffre varie significativement d'un secteur à l'autre et entre pays. En particulier, le biais est plus fort dans un certain

⁷En effet, pour mesurer les effets extensifs du commerce sur les prix, ces simulations n'utilisent que l'information sur le *nombre* de flux bilatéraux et pas celle sur la *valeur* de ces flux. Une telle approximation introduit un biais dès lors que la méthode utilisée suppose que chaque pays exportateur produit une seule variété "représentative" de chaque type de biens. En effet, l'information sur le nombre de flux ne permet pas de tenir compte des effets extensifs qui ont lieu à l'intérieur d'un secteur exportateur donné.

nombre de pays émergents, notamment en Asie (Inde, Indonésie, Singapour) et au Brésil tandis qu'il est en moyenne faible pour les pays européens. En terme de prix relatifs, ces résultats suggèrent donc que négliger les changements dans l'offre de variétés disponibles sur chaque marché conduit à surestimer l'appréciation des taux de change réel des pays émergents. Ces résultats sont conformes aux intuitions du modèle théorique du Chapitre 3, qui suggéraient que la prise en compte des choix de localisation des firmes pouvait conduire à des ajustements des prix relatifs contrebalançant l'effet HBS.

La suite de ce chapitre est organisée de la manière suivante. La section 4.2 donne les éléments théoriques présentés par Feenstra (1994) pour mettre en évidence le problème du biais de mesure des prix si on ne tient pas compte de l'endogénéité de l'offre de variétés. Dans le paragraphe 4.3, la stratégie empirique est détaillée tandis que les données sont présentées dans la section 4.4. La section 4.5 discute les résultats obtenus. Enfin, le paragraphe 4.6 conclut.

4.2 Offre de variétés endogène et biais de mesure des prix

La méthode habituelle de construction d'un indice de prix (à la consommation, à la production ou à l'importation) permet d'isoler les variations individuelles de prix en neutralisant les effets de composition. Pour cela, on définit un panier de biens de référence représentatif des habitudes de consommation et on applique à ce panier une formule de type Laspeyres, Paasche ou Fisher, qui résume les évolutions de prix à structure de la consommation donnée (*i.e.* pour des pondérations fixes). Si un produit disparaît au cours de la période considérée, il est remplacé dans le calcul de l'indice par un substitut, en utilisant éventuellement une méthode de chaînage pour lisser l'effet que cette substitution

pourrait avoir sur l'indice de prix. En outre, les instituts statistiques tiennent compte de l'évolution des paniers de biens consommés en actualisant ces derniers à intervalles réguliers. Dans le cas du calcul des indices de prix à la consommation par exemple, la période entre deux actualisations est de 10 ans en Thaïlande, 5 ans aux Etats-Unis, 1 an en Suède ou en France. Il peut donc se passer un certain temps avant qu'une variété nouvellement disponible ne soit intégrée dans l'indice de prix.

Les modèles d'économie géographique dans lesquels la marge extensive joue un rôle important amènent à s'interroger sur l'impact d'une telle omission des variations endogènes de l'offre de variétés importées sur la mesure des prix agrégés. Feenstra (1994) donne une forme analytique de ce biais de mesure pour un bien particulier. Cette analyse est ensuite étendue à un cadre à plusieurs biens par Broda & Weinstein (2006).

4.2.1 Cadre analytique

On se situe dans un cadre analytique dans lequel différents biens de consommation sont importés de l'étranger⁸. Chaque bien k est un agrégat de différentes variétés différenciées. On suppose que le nombre de variétés comme leur qualité ou la préférence des agents vis-à-vis de chacune d'entre elles peut varier au cours du temps. Les préférences du consommateur représentatif du pays j s'écrivent de la manière suivante :

$$U_j(M_{1jt}, \dots, M_{Njt}) = \sum_{k \in K_j} \left(b_{kjt}^{1/\gamma} M_{kjt}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad (4.1)$$

avec :

⁸Dans la suite, on néglige la consommation de biens produits domestiquement pour se concentrer sur l'impact des effets extensifs sur l'indice de prix à l'importation. Ce choix est lié à une contrainte sur les données disponibles pour estimer le biais de mesure. En effet, tenir compte de l'entrée de nouvelles firmes sur le marché domestique nécessiterait des données harmonisées de commerce et de production à un niveau sectoriel fin, qui n'existe pas. La démonstration serait cependant quasiment inchangée si on supposait qu'il existe des biens produits domestiquement dont l'offre est endogène.

- $K_j \subset \{1, \dots, N\}$ l'ensemble de biens importés, supposé constant dans ce qui suit,
- $b_{kjt} > 0$ un paramètre décrivant les préférences de l'agent vis-à-vis du bien k ,
- $\gamma > 1$ l'élasticité de substitution entre les différents biens importés.

Dans cette expression, M_{kjt} est l'utilité retirée de la consommation du bien k . Celle-ci est écrite comme une fonction CES asymétrique, agrégat de l'ensemble des variétés de biens k disponible dans le pays j à la date t :

$$M_{kjt} = \sum_{i \in C_{kjt}} \left(d_{kijt}^{1/\sigma_k} m_{kijt}^{\frac{\sigma_k-1}{\sigma_k}} \right)^{\frac{\sigma_k}{\sigma_k-1}}$$

où :

- i est une variété différenciée du bien k , identifiée dans les données par le pays d'origine de ce bien⁹,
- $C_{kjt} \subset \{1, \dots, V_{kjt}\}$ est l'ensemble des fournisseurs de biens k présents sur le marché j en t , *i.e.* l'**offre de variétés** à cette date, dont la dimension temporelle indique qu'elle peut évoluer au cours du temps (à la différence de l'offre de biens),
- d_{kijt} est un paramètre de préférences vis-à-vis de la variété i , qui peut aussi être interprété comme une mesure de la qualité, et qu'on autorise également à varier au cours du temps de façon à prendre en compte les changements de qualité des biens importés (cf. Hallak & Schott (2005) pour une discussion de l'identification de la qualité des produits dans les données de commerce),
- et $\sigma_k > 1$ est l'élasticité de substitution entre les variétés du bien k .

⁹On suppose dans ce qui suit que les variétés sont différenciées par leur pays d'origine, conformément à l'hypothèse d'Armington. Implicitement, on fait donc une hypothèse de firme représentative dans chaque pays exportateur. Une telle hypothèse est bien sûr très simplificatrice mais permet d'utiliser la dimension géographique des données bilatérales pour identifier les différentes "variétés" d'un même bien. En outre, Feenstra (1991) montre que les résultats ne sont pas biaisés si le nombre de firmes exportatrices de chaque pays est lui-même endogène.

A partir de l'utilité (4.1), on obtient la fonction qui minimise le coût d'une unité de consommation :

$$\phi_{jt} = \left[\sum_{k \in K_{jt}} b_{kjt} \left(\sum_{i \in C_{kjt}} d_{kijt} p_{kijt}^{1-\sigma_k} \right)^{\frac{1-\gamma}{1-\sigma_k}} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

avec p_{kijt} le prix de la variété i de bien k , importée par le pays j l'année t .

On vérifie que cette fonction dépend notamment de l'ensemble des paramètres de préférences ($\mathbf{b}_{jt} = \{b_{kjt}\}$ et $\mathbf{d}_{kjt} = \{d_{kijt}\}$) et de l'offre de variétés de chaque bien k ($\mathbf{C}_{jt} = \{C_{kjt}\}$).

En utilisant la définition de Diewert (1976) d'un indice de prix “exact”¹⁰ et son application à un cadre CES par Sato (1976) et Vartia (1976), Feenstra (1994) montre que l'indice de prix exact du bien k s'écrit :

$$P_{kjt}(\mathbf{p}_{kjt}, \mathbf{p}_{kjt-1}, \mathbf{x}_{kjt}, \mathbf{x}_{kjt-1}, C_{kj}) = \left[\prod_{i \in C_{kj}} \left(\frac{p_{kijt}}{p_{kijt-1}} \right)^{w_{kijt}} \right] \left(\frac{\lambda_{kjt}}{\lambda_{kjt-1}} \right)^{\frac{1}{\sigma_k-1}} \quad (4.2)$$

avec :

- \mathbf{x}_{kjt} les quantités consommées de chaque variété du bien k à l'optimum du consommateur,
- C_{kj} l'ensemble des variétés présentes sur le marché j en $t-1$ et en t ($C_{kj} = C_{kjt} \cap C_{kjt-1}$)¹¹,
- $\{w_{kijt}\}$ l'ensemble des pondérations “idéales”, moyennes logarithmiques normalisées, construites à partir de l'information sur la part s_{kijt} de chaque variété i dans

¹⁰Selon Diewert, un indice de prix est exact s'il suit les variations du coût unitaire minimum de la consommation.

¹¹La méthode proposée par Feenstra (1994) ne s'applique qu'à des biens k qui sont consommés de manière continue par le pays j , *i.e.* pour C_{kj} différent de l'ensemble vide.

la consommation nominale de bien k :

$$s_{kijt} = \frac{p_{kijt}x_{kijt}}{\sum_{i \in C_{kj}} p_{kijt}x_{kijt}}, \quad w_{kijt} = \frac{\frac{s_{kijt} - s_{kijt-1}}{\ln s_{kijt} - \ln s_{kijt-1}}}{\sum_{i \in C_{kj}} \left(\frac{s_{kijt} - s_{kijt-1}}{\ln s_{kijt} - \ln s_{kijt-1}} \right)}$$

- $\{\lambda_{kjt}\}$ la part de la dépense de l'importateur j en biens k au cours de la période t qui porte sur des variétés i disponibles en t et en $t - 1$:

$$\lambda_{kjt} = \frac{\sum_{i \in C_{kj}} p_{kijt}x_{kijt}}{\sum_{i \in C_{kjt}} p_{kijt}x_{kijt}}, \quad \lambda_{kjt-1} = \frac{\sum_{i \in C_{kj}} p_{kijt-1}x_{kijt-1}}{\sum_{i \in C_{kjt-1}} p_{kijt-1}x_{kijt-1}}$$

4.2.2 Biais sectoriel

L'indice de prix (4.2) du bien k met clairement en évidence le biais de mesure dû à l'omission des nouvelles variétés de bien k (ou des variétés qui disparaissent) dans le calcul de l'indice de prix du secteur k . Ce biais est mesuré par le ratio $\lambda_{kjt}/\lambda_{kjt-1}$ élevé à la puissance $1/(1 - \sigma_k)$.

Pour comprendre l'impact de ce terme sur l'indice de prix, prenons un exemple simple et supposons qu'à la période t de nouvelles variétés sont importées par le pays j ($dV_{kjt} > 0$) tandis que toutes les variétés importées en $t - 1$ le sont toujours dans les mêmes quantités et aux mêmes prix. Sous ces hypothèses, on a $\lambda_{kjt} < 1$ puisque, dans la dépense de la période t , une partie porte sur des variétés qui n'étaient pas importées en $t - 1$. En revanche, $\lambda_{kjt-1} = 1$. Dans ce cas, un indice de prix négligeant les nouvelles variétés (i.e. ne tenant pas compte du deuxième terme de l'équation (4.2)) surestime le ratio des coûts unitaires P_{kjt} . En effet, seul un prix infini peut justifier que la quantité importée ait été nulle à la période $t - 1$. Le prix de la nouvelle variété passe donc en t d'une valeur infinie à une valeur finie, variation que les indices de prix à panier de variétés constant négligent. Comme le montre la présence de l'élasticité σ_k dans l'équation (4.2), ce biais de mesure des prix est d'autant plus fort que les variétés sont peu substituables

(σ_k petit). En effet, lorsque l'élasticité de substitution est faible, les nouvelles variétés sont fortement valorisées par le consommateur.

L'intérêt de la démonstration de Feenstra (1994) est qu'il écrit le biais comme une fonction de la valeur des flux bilatéraux et pas du nombre de flux au cours de la période considérée¹². Cette spécificité permet de tenir compte de l'impact complexe de l'arrivée d'une nouvelle variété sur l'équilibre de l'ensemble du marché ($j; k$). En effet, les changements dans l'offre de variétés sont susceptibles d'entraîner un ajustement des quantités consommées de toutes les variétés. Ces ajustements peuvent modifier profondément l'indice de prix exact puisqu'à la fois λ_{kjt} et λ_{kjt-1} sont différents de un dans ce cas. En outre, cette expression du biais basée sur la valeur des flux bilatéraux reste valable en cas de choc de préférences affectant les paramètres \mathbf{d}_{kjt} ¹³. Pour le montrer, repartons de l'exemple précédent et supposons que l'arrivée des nouvelles variétés sur le marché j modifie les préférences du consommateur représentatif en défaveur d'une variété l (qui est néanmoins toujours importée à la période t). Ce choc de préférences conduit à une baisse du paramètre d_{kljt} et donc à une diminution de la valeur $p_{kljt}x_{kljt}$ du flux d'importations de cette variété. Celle-ci se répercute sur le numérateur et le dénominateur de λ_{kjt} , l'effet étant cependant relativement plus fort au numérateur. Sous l'effet de la baisse de d_{kljt} , le ratio λ_{kjt} diminue donc ce qui renforce le biais de mesure des prix.

L'impact des chocs de préférences n'est pas une question centrale dans la littérature sur la mesure des prix du commerce. Cependant, les variations du paramètre d_{kijt} peuvent aussi être interprétées comme des chocs sur la qualité des variétés importées, une hausse de d_{kijt} correspondant à une amélioration de la qualité de la variété i . Or, la question de

¹²C'est ce qui la distingue de l'approche utilisée par Broda & Weinstein (2004) pour comparer les effets extensifs du commerce sur les prix dans un échantillon de pays importateurs.

¹³Plus précisément, en cas de choc sur le paramètre d_{kijt} , l'indice de prix P_{kjt} mesure le ratio des fonctions de minimisation de la dépense pour une valeur constante de d_{kij} entre d_{kijt-1} et d_{kijt} . cf. la démonstration de Feenstra (1991) présentée dans l'annexe de son article.

l'impact sur les prix des modifications de la qualité des biens occupe une place importante dans la littérature sur les prix du commerce (Hallak & Schott (2005)), notamment lorsque ceux-ci sont approximés par des valeurs unitaires comme c'est le cas dans ce qui suit. Enfin, Feenstra (1994) montre également que l'expression (4.2) reste valable en cas de choc affectant le nombre de variétés produites par un pays exportateur donné, choc qui n'est pas explicitement pris en compte quand on travaille sur des données sectorielles et pas des données individuelles. Une hausse du nombre de variétés exportées par le pays i aura en effet le même impact qu'une augmentation du paramètre d_{kijt} . L'utilisation de l'information sur la valeur des échanges implique donc que la méthode est robuste si on lève l'hypothèse d'Armington selon laquelle chaque pays exportateur produit une variété homogène.

La méthode de Feenstra (1994) offre donc des fondements théoriques permettant de quantifier de manière rigoureuse le biais de mesure des indices de prix sectoriels lié à des changements de l'offre de variétés. Broda & Weinstein (2006) étendent cette analyse à un cadre à plusieurs produits de façon à avoir une interprétation macroéconomique des résultats.

4.2.3 Biais agrégé

En supposant que l'ensemble de biens importés ainsi que les paramètres définissant les préférences vis-à-vis des différents biens sont constants ($K_{jt} = K_j$ et $\mathbf{b}_{jt} = \mathbf{b}_j$) mais en ne contraignant ni les offres de variétés (C_{kjt}) ni les paramètres décrivant la préférence relative des agents vis-à-vis des différentes variétés d'un même bien (\mathbf{d}_{kjt}), Broda & Weinstein (2006) montrent que l'indice de prix exact (IPE_t) correspondant à

l'utilité (4.1) s'écrit :

$$IPE_t(C_{kjt}) = \prod_{k \in K_j} P_{kjt}^{w_{kjt}(K_j)} = IPC_t(C_{kjt}) \left[\prod_{k \in K_j} \left(\frac{\lambda_{kjt}}{\lambda_{kjt-1}} \right)^{\frac{w_{kjt}(K_j)}{\sigma_k - 1}} \right] \quad (4.3)$$

où $IPC_t(C_{kjt}) \equiv \prod_{k \in K_j} \left[\prod_{i \in C_{kjt}} \left(\frac{p_{kijt}}{p_{kijt-1}} \right)^{w_{kijt}} \right]^{w_{kjt}}$ est l'indice de prix “conventionnel” obtenu si on suppose que les offres de variétés sont constantes. Le biais de mesure de l'indice des prix à l'importation lié à l'omission des nouvelles variétés entrant sur le marché considéré vient immédiatement :

$$Biais_{jt} \equiv \frac{IPC(C_{kjt}) - IPE(C_{kjt})}{IPE(C_{kjt})} = \left[\prod_{k \in K_j} \left(\frac{\lambda_{kjt}}{\lambda_{kjt-1}} \right)^{\frac{w_{kjt}(K_j)}{\sigma_k - 1}} \right]^{-1} - 1 \quad (4.4)$$

Ce biais permet de quantifier l'erreur de mesure des prix en pourcentage de l'indice de prix exact. Un biais positif (respectivement négatif) implique que l'indice de prix conventionnel sur-estime (sous-estime) l'indice de prix exact en ne tenant pas compte des variations de l'offre de variétés de chaque bien. Dans la suite, ce biais est calculé sur l'ensemble de la période considérée (1994-2003) ce qui permet d'avoir une idée de l'ampleur de l'erreur de mesure dans le cas où le panier de référence utilisé dans le calcul de l'indice conventionnel ne serait pas révisé entre 1994 et 2003. Une autre manière de présenter les résultats consiste à calculer le biais annuel moyen ($Biais_{jt}^{an} = Biais_{jt}^{1/n}$ avec n le nombre d'années considérées) qui peut alors être comparé à la croissance annuelle des prix à l'importation telle que la mesurent les statistiques officielles.

Au-delà de l'apport en terme méthodologique, le calcul du biais $Biais_{jt}$ permet d'avoir une idée de l'impact sur les prix de l'apparition ou de la disparition de variétés d'un bien, *i.e.* de l'ampleur des effets “extensifs” mis en évidence dans le chapitre précédent. Dans ce chapitre, il est calculé pour différents pays importateurs de façon

à comparer l'impact sur leurs prix des changements de l'offre de variétés. On s'attend à obtenir un biais d'autant plus fort que l'éventail des variétés importées par le pays j croît, ce qui devrait par exemple être le cas dans des pays initialement peu ouverts au commerce international. Comme le montre l'analyse théorique de cette section, l'ampleur du biais ne dépend pas cependant que du nombre de variétés importées chaque année. Celui-ci dépend aussi i) de la valeur des importations de chaque variété et de son évolution au cours du temps, ii) de la substituabilité entre les variétés de biens k iii) et du poids de chaque bien dans la consommation totale. Pour étudier ce phénomène complexe, il convient d'adopter une méthode tenant compte de tous ces éléments, comme c'est le cas avec la méthode décrite dans la section suivante.

4.3 Stratégie Empirique

Le calcul du biais ($Biais_{jt}$) est relativement simple, dès lors qu'on dispose de données bilatérales de commerce. Pour chaque bien importé k , on mesure les parts λ_{kjt} et λ_{kjt-1} à partir de l'information sur les importations du pays j en provenance de ses différents partenaires pour les deux périodes considérées. L'agrégation sectorielle utilise ensuite les pondérations w_{kjt} , calculées à partir d'une mesure de la part de chaque bien dans la consommation totale (s_{kijt}). La seule difficulté consiste alors à estimer les élasticités σ_k mesurant la substituabilité entre les différentes variétés du bien k , qui entrent dans le calcul de $Biais_{jt}$.

Pour cela, Feenstra (1994) propose d'estimer un modèle offre/demande d'importations en utilisant la double dimension temporelle et individuelle des données bilatérales de commerce. Cette méthode offre plusieurs avantages. D'abord, elle permet d'estimer des élasticités de substitution robustes aux problèmes de simultanéité entre l'offre et la demande d'importations. De plus, l'estimation n'est pas biaisée par l'erreur de mesure

liée à l'utilisation de valeurs unitaires comme mesure des prix à l'importation. Enfin, cet estimateur autorise des changements aléatoires dans les paramètres de préférences des agents (le vecteur \mathbf{d}_{kjt} du paragraphe 4.2). Malheureusement, l'élasticité σ_k ne peut pas toujours être identifiée par la méthode de Feenstra (1994). Broda & Weinstein (2006) proposent une stratégie d'estimation sur un espace discrétisé de paramètres permettant d'obtenir une élasticité de substitution lorsque la méthode de Feenstra (1994) ne peut être appliquée. Cette méthode d'estimation est décrite dans ce qui suit.

4.3.1 Modèle Théorique

Le système offre/demande d'importations à la base de l'équation estimée est le suivant :

$$\begin{cases} p_{kijt} &= \exp(\nu_{kijt}) x_{kijt}^{\omega_k} \\ x_{kijt} &= \left(\frac{p_{kijt}}{\phi_{kjt}} \right)^{1-\sigma_k} \frac{d_{kijt} E_{kjt}}{p_{kijt}} \end{cases}$$

avec :

- x_{kijt} la quantité de la variété i du bien k consommée par l'agent représentatif du pays j à la date t ,
- p_{kijt} le prix de la variété i ,
- ν_{kijt} un facteur technologique aléatoire, supposé dans ce qui suit indépendant de d_{kijt} ,
- $\omega_k \geq 0$ l'inverse de l'élasticité de l'offre, écrit comme un paramètre commun à tous les exportateurs de biens k ,
- $\phi_{kjt} = \left(\sum_{i \in C_{kjt}} d_{kijt} p_{kijt}^{1-\sigma_k} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_k}}$ la fonction de minimisation de la dépense en biens k ,
- $E_{kjt} = \sum_{i \in C_{kjt}} p_{kijt} x_{kijt}$ la consommation nominale de biens k par le pays j , pondérée dans la fonction de demande par le paramètre de préférences spécifique à la variété i (d_{kijt}),

- σ_k l'élasticité de substitution entre les variétés de biens k .

La première équation décrit la fixation du prix de vente de l'exportateur i vers le marché j . Celle-ci est fonction des quantités demandées et de la technologie utilisée par la firme (*i.e.* de sa productivité). La seconde équation modélise la demande d'importations de la variété i dans un cadre avec préférences CES.

Ce système est transformé de façon à faire apparaître la part de la dépense en biens k allouée à la variété i (s_{kijt}) plutôt que la quantité consommée. Après une log-linéarisation et un passage en différences premières, on obtient le système suivant :

$$\begin{cases} \Delta \ln s_{kijt} &= (\sigma_k - 1)\Delta \ln \phi_{kjt} - (\sigma_k - 1)\Delta \ln p_{kijt} + \Delta \ln d_{kijt} \\ \Delta \ln p_{kijt} &= \frac{\omega_k}{1+\omega_k\sigma_k}((\sigma_k - 1)\Delta \ln \phi_{kjt} + \Delta \ln E_{kjt} + \Delta \ln d_{kijt}) + \frac{1}{1+\omega_k\sigma_k}\Delta \nu_{kijt} \end{cases}$$

En supposant que le paramètre de préférence (d_{kijt}) et le paramètre technologique (ν_{kijt}) sont aléatoires et en réinjectant l'équation d'offre dans la fonction de demande, on obtient¹⁴ :

$$\begin{cases} \Delta \ln s_{kijt} &= \varphi_{kjt} - (\sigma_k - 1)\Delta \ln p_{kijt} + \epsilon_{kijt} \\ \Delta \ln p_{kijt} &= \psi_{kjt} + \frac{\omega_k}{1+\omega_k\sigma_k}\epsilon_{kijt} + \delta_{kijt} \end{cases}$$

avec ϵ_{kijt} et δ_{kijt} des bruits blancs, φ_{kjt} et ψ_{kjt} des variables aléatoires spécifiques à l'importateur et au secteur mais pas à la variété i . Ces effets aléatoires communs à tous les pays exportateurs sont éliminés en réécrivant le système en écarts par rapport à une variété de référence r ¹⁵ :

$$\begin{cases} \Delta \ln s_{kijt} - \Delta \ln s_{krjt} &= -(\sigma_k - 1)(\Delta \ln p_{kijt} - \Delta \ln p_{krjt}) + \tilde{\epsilon}_{kijt} \\ \Delta \ln p_{kijt} - \Delta \ln p_{krjt} &= \frac{\omega_k}{1+\omega_k\sigma_k}(\Delta \ln s_{kijt} - \Delta \ln s_{krjt}) + \tilde{\delta}_{kijt} \end{cases}$$

¹⁴Ici, on utilise la définition : $s_{kijt} = \frac{p_{kijt}x_{kijt}}{E_{kjt}}$.

¹⁵En pratique, le pays exportateur r choisi doit donc être présent sur le marché j pendant toute la période d'estimation, ce qui peut être assez contraignant pour certains secteurs.

4.3.2 Méthode d'estimation

Pour obtenir l'équation permettant d'estimer l'élasticité de substitution spécifique au produit k , on transforme le système précédent en une seule équation :

$$Y_{kijt} = \frac{\omega_k}{(1 + \omega_k)(\sigma_k - 1)} X_{1kijt} + \frac{(\sigma_k - 1)\omega_k - (1 + \omega_k)}{(1 + \omega_k)(\sigma_k - 1)} X_{2kijt} + u_{kijt} \quad (4.5)$$

avec

- $Y_{kijt} \equiv (\Delta \ln p_{kijt} - \Delta \ln p_{krjt})^2$
- $X_{1kijt} \equiv (\Delta \ln s_{kijt} - \Delta \ln s_{krjt})^2$
- $X_{2kijt} \equiv (\Delta \ln s_{kijt} - \Delta \ln s_{krjt})(\Delta \ln p_{kijt} - \Delta \ln p_{krjt})$
- $u_{kijt} \equiv \frac{1 + \omega_k \sigma_k}{(\sigma_k - 1)(1 + \omega_k)} \tilde{\epsilon}_{kijt} \tilde{\delta}_{kijt}$

Comme le montre Feenstra (1994), si on ne tient compte que de la dimension géographique des données (*i.e.* si on travaille en *between*), les relations asymptotiques suivantes sont vérifiées :

$$E(\bar{X}_{1kij}, \bar{u}_{kij}) = 0, \quad E(\bar{X}_{2kij}, \bar{u}_{kij}) = 0$$

(les barres supérieures correspondent aux moyennes individuelles). Les paramètres $\theta_{1k} \equiv \frac{\omega_k}{(1 + \omega_k)(\sigma_k - 1)}$ et $\theta_{2k} \equiv \frac{(\sigma_k - 1)\omega_k - (1 + \omega_k)}{(1 + \omega_k)(\sigma_k - 1)}$ peuvent donc être estimés en utilisant l'estimateur *between* de l'équation (4.5) :

$$\bar{Y}_{kij} = \theta_{1k} \bar{X}_{1kij} + \theta_{2k} \bar{X}_{2kij} + \bar{u}_{kij} \quad (4.6)$$

Pour cela, il faut cependant que les variables explicatives X_{1kijt} et X_{2kijt} ne soient pas colinéaires asymptotiquement. Feenstra (1994) montre que c'est le cas si la variance relative des équations d'offre et de demande varie d'un pays à l'autre :

$$\frac{\sigma_{\epsilon i}^2 + \sigma_{\epsilon r}^2}{\sigma_{\epsilon i'}^2 + \sigma_{\epsilon r}^2} \neq \frac{\sigma_{\delta i}^2 + \sigma_{\delta r}^2}{\sigma_{\delta i'}^2 + \sigma_{\delta r}^2}$$

Enfin, on peut montrer qu'en ajoutant une constante à l'équation (4.6), cette estimation est robuste à la présence d'erreurs de mesure liées à l'utilisation de valeurs unitaires comme approximation des prix¹⁶.

Dans la suite, ce modèle est estimé par une méthode utilisant des effets fixes comme instruments de l'équation en niveau¹⁷, équivalente à la méthode de moments généralisés de Hansen (1986). Les séries nécessaires à cette équation sont les prix correspondant à chaque flux (j, k, i) pour chaque année t (p_{kijt}) et la part de chaque exportateur dans la valeur totale des biens k importés par l'importateur j (s_{kijt})¹⁸.

4.3.3 Calcul des élasticités de substitution

A partir des valeurs estimées des paramètres θ_{1k} et θ_{2k} , on peut déduire la valeur de l'élasticité de substitution σ_k :

– si $\hat{\theta}_{1k} > 0$ et $\hat{\theta}_{2k} > 0$ alors :

$$\hat{\sigma}_k = 1 + \frac{1}{\hat{\theta}_{2k}} \left(\frac{2\hat{\rho}_k - 1}{1 - \hat{\rho}_k} \right) \text{ avec } \hat{\rho}_k = \frac{1}{2} + \left(\frac{1}{4} - \frac{1}{4 + \frac{\hat{\theta}_{2k}}{\hat{\theta}_{1k}}} \right)^{\frac{1}{2}}$$

¹⁶D'après Feenstra (1991), l'utilisation de valeurs unitaires justifie de considérer que les paramètres de préférences et de technologie sont aléatoires.

¹⁷Conformément aux programmes d'estimation fournis par Feenstra.

¹⁸Dans la suite, on estime une série d'élasticités de substitution pour chaque importateur considéré ($\sigma_j = \{\sigma_{j1} \dots \sigma_{jK_j}\}$). En effet, on montre que ces paramètres peuvent varier significativement d'un pays importateur à l'autre. Cette hétérogénéité n'est sans doute pas sans rapport avec le fait que les "biens" considérés (des secteurs de la nomenclature *sh6*) ne sont pas parfaitement homogènes mais regroupent eux-mêmes un certain nombre de produits différenciés verticalement. Ainsi, pour un bien *sh6* donné, on peut s'attendre à obtenir une élasticité de substitution plus élevée si le pays importateur achète des biens de moindre qualité.

- si $\hat{\theta}_{1k} > 0$ et $\hat{\theta}_{2k} < 0$ alors :

$$\hat{\sigma}_k = 1 + \frac{1}{\hat{\theta}_{2k}} \left(\frac{2\hat{\rho}_k - 1}{1 - \hat{\rho}_k} \right) \text{ avec } \hat{\rho}_k = \frac{1}{2} - \left(\frac{1}{4} - \frac{1}{4 + \frac{\hat{\theta}_{2k}}{\hat{\theta}_{1k}}} \right)^{\frac{1}{2}}$$

- par contre, si $\hat{\theta}_{1k} < 0$, il n'existe aucune valeur de $\hat{\sigma}_k$ conforme à la théorie économique sous-jacente (*i.e.* telle que $\hat{\sigma}_k > 1$).

Pour traiter le problème correspond à la troisième situation, Broda & Weinstein (2006) proposent d'utiliser une méthode de simulation numérique sur l'ensemble des valeurs possibles de $\sigma_k(>1)$ et $\omega_k(>0)$ et de choisir la combinaison de paramètres qui minimise la somme des résidus des moindres carrés pondérés de l'équation (4.6).

Dans ce qui suit, cette méthode est appliquée aux données de *BACI*, décrites ci-après.

4.4 Les données

4.4.1 Variables de l'estimation

Pour estimer le biais de nouvelles variétés, on utilise les données de *BACI*¹⁹ sur la période 1994-2003²⁰. Cette base décrit de manière exhaustive les flux d'échanges internationaux, en bilatéral et à un niveau d'agrégation fin (nomenclature à 6 chiffres du système harmonisé, *sh6*). Elle est construite à partir des données de ComTrade²¹, qui sont ensuite harmonisées de façon à rendre cohérentes les déclarations des pays exportateurs et importateurs. La base finale couvre environ 130 pays et 5000 produits *sh6*. La

¹⁹Base Analytique du Commerce International. Cette base est décrite sur le site du CEPII, www.cepii.fr/francgraph/bdd/baci.htm.

²⁰L'analyse ne porte que sur la période après 1994 du fait d'un changement en 1993 dans les méthodes de collecte des données. Celui-ci conduit en effet à des ruptures dans la valeur des échanges déclarés par certains pays.

²¹Base des Nations Unies construite à partir de sources nationales.

dimension bilatérale des données est utilisée pour identifier les différentes “variétés” d’un même bien. Comme dans le modèle d’Armington, on suppose en effet que les biens importés sont différenciés par leur pays d’origine : la variété i correspond aux exportations en biens k (k étant un secteur *sh6*) en provenance du pays i ²².

Dans l’estimation, on considère successivement chaque importateur j présent dans la base. Pour chaque bien k qu’il importe, on commence par estimer l’élasticité de substitution σ_k entre les différentes variétés (i) présentes sur le marché. Pour cela, on applique la méthode en panel décrite dans la section 4.3.2. Celle-ci utilise des séries de prix en bilatéral, approximés par la valeur unitaire de chaque flux :

$$p_{kijt} = \frac{Val_{kijt}}{Qte_{kijt}}$$

avec Val_{kijt} la valeur des importations en dollars et Qte_{kijt} la quantité importée en tonnes. L’estimation nécessite également de mesurer la part de chaque variété (*i.e.* chaque exportateur) dans la consommation en valeur du pays dans le secteur k :

$$s_{kijt} = \frac{Val_{kijt}}{\sum_{i \in C_{kjt}} Val_{kijt}}$$

A partir de ces séries, on calcule les variables Y_{kijt} , X_{1kijt} et X_{2kijt} qui entrent dans l’équation (4.5). Les paramètres θ_{1k} et θ_{2k} sont estimés et on en déduit l’élasticité de substitution pour chaque bien k importé par le pays j . Lorsque, pour un secteur donné, il n’est pas possible d’estimer cette élasticité de substitution par la méthode de Feenstra (1994), la technique de Broda & Weinstein (2006) est utilisée : on choisit les valeurs de σ_k et ω_k qui minimisent la somme des résidus des moindres carrés pondérés de l’équation

²²Cette hypothèse de “variété représentative” par pays exportateur ne biaise pas l’estimation, dès lors qu’on calcule le biais en utilisant l’information sur les échanges en valeur et pas sur le nombre de variétés. cf. démonstration de la section 4.2.2.

estimée, parmi des valeurs de σ_k entre 1 et 80 et de ω_k entre 0 et 1²³. Cette stratégie permet de compléter la série des élasticités sectorielles de substitution. Cependant, il reste un cas de figure dans lequel on ne peut pas estimer σ_k : lorsqu'il n'y a pas de "pays de référence" pour une série (j, k) donnée, *i.e.* quand aucun exportateur n'est présent sur le marché du bien k pendant toute la période d'estimation. A défaut d'une estimation pour l'élasticité de substitution, ces secteurs sont ignorés lors de l'agrégation des biais sectoriels de mesure des prix.

Une fois estimées les élasticités de substitution, on calcule le biais de mesure des prix au niveau sectoriel, sur la base de l'équation (4.2). Pour cela, on mesure pour chaque bien $k \in K_j$ la part λ_{kjt} (λ_{kjt-1}) des importations de l'année 2003 (1994) portant sur des variétés consommées à la fois en 1994 et en 2003. Le ratio des deux, élevé à la puissance $1/(\sigma_k - 1)$, correspond au biais de mesure des prix spécifique au secteur k . La distribution des biais sectoriels est ensuite agrégée selon la formule (4.3) ce qui autorise une interprétation macroéconomique des résultats. Pour cela, on construit la matrice des pondérations $\{w_{kj}(K_j)\}$ selon la formule suivante :

$$w_{kjt} = \frac{\frac{s_{kjt} - s_{kjt-1}}{\ln s_{kjt} - \ln s_{kjt-1}}}{\sum_{k \in K_j} \frac{s_{kjt} - s_{kjt-1}}{\ln s_{kjt} - \ln s_{kjt-1}}}$$

où

$$s_{kjt} = \frac{\sum_{i \in C_{kjt}} Val_{kijt}}{\sum_{k \in K_j} \sum_{i \in C_{kjt}} Val_{kijt}}$$

Comme dans le modèle théorique, on suppose donc que le panier de biens k importés par le pays j est constant. Cependant, cette condition n'est pas toujours vérifiée dans les données puisque certains biens ne sont pas importés en continu sur la période 1994-

²³Plus précisément, la procédure part d'une valeur $\sigma_k = 1$ et l'augmente de 5% à chaque itération. Pour chacune de ces valeurs, on choisit 33 valeurs de ω_k entre 0 et 1.

2003. Pour traiter ce problème, on utilise la stratégie de Broda & Weinstein (2006). Dès lors que, pour un bien k donné, on ne peut pas identifier un ensemble C_{kj} de variétés importées à la fois en $t - 1$ et en t (ce qui est notamment le cas si le bien k disparaît complètement de la base, du fait d'un changement de nomenclature par exemple), on passe au niveau d'agrégation supérieur, en l'occurrence le niveau de la nomenclature à 4 chiffres *sh4*. Tous les flux bilatéraux relatifs à l'industrie *sh4* sont alors considérés comme des substituts d'un même bien. On procède de la même manière, en passant à la nomenclature *sh2*, si on ne peut pas identifier de variétés communes à ces deux dates, pour une industrie *sh4* donnée.

Avec cette méthode, on obtient donc pour chaque importateur (j) considéré une mesure du biais lié à l'omission des changements de l'offre de variétés au cours de la période de référence (1994-2003). Comme le montrent les statistiques descriptives de la section suivante, ces variations dans le nombre de variétés consommées par un importateur peuvent affecter significativement la valeur des importations.

4.4.2 Taille des effets extensifs dans *BACI*

Avant d'analyser le biais de mesure des prix, il convient de s'interroger sur l'ampleur des phénomènes de marge extensive dans les données considérées. Pour mettre en évidence ces effets, on décompose la croissance annuelle des importations sectorielles de chaque pays importateur j en trois parties²⁴ :

- la croissance intensive, variation de la valeur des flux bilatéraux (j, k, i) existant en $t - 1$ et en t ,
- l'apparition de nouvelles variétés que l'importateur j n'achetait pas en $t - 1$,

²⁴La décomposition est faite au niveau du produit pour que les résultats ne soient pas biaisés par des changements dans la nomenclature du système harmonisé au cours de la période considérée.

– et la disparition de variétés entre $t - 1$ et t .

La différence entre la valeur des flux relatifs à des nouvelles variétés et celle des flux de variétés disparues constitue la croissance dite extensive, attribuable à des changements dans l'offre de variétés.

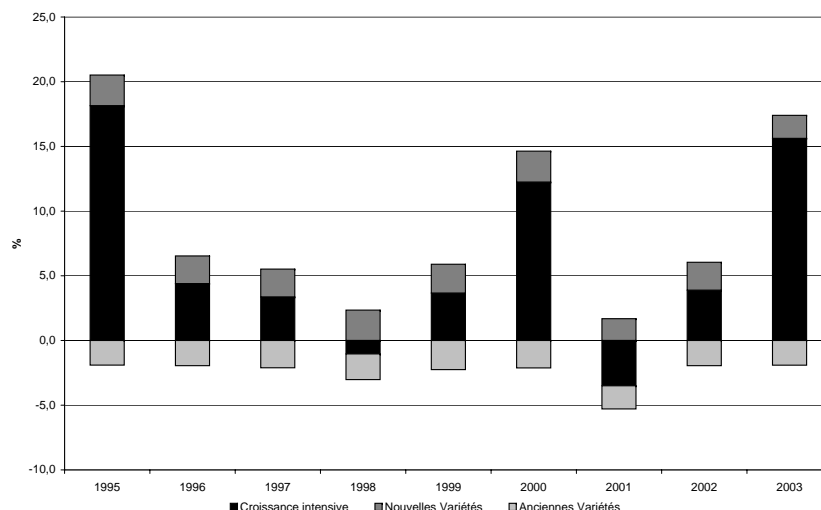
Les détails de calcul relatifs à cette décomposition sont fournis en Annexe B.4.1. Le graphique 4.1 synthétise quant à lui les résultats de cette décomposition : les trois composantes sont sommées sur l'ensemble des biens k et des pays j présents dans *BACI* de façon à obtenir une décomposition de la croissance des flux totaux en valeur²⁵. En moyenne sur l'ensemble des secteurs et des pays importateurs, la marge extensive (écarts entre les taux de croissance en gris foncé et en gris clair sur le graphique 4.1) ne contribue qu'à hauteur de 0.15 point de pourcentage à la croissance des importations annuelles. En effet, la valeur des flux apparaissant au cours de l'année t compense pratiquement la valeur des flux ayant disparus entre $t - 1$ et t .

Si l'effet agrégé est faible, les effets extensifs peuvent néanmoins avoir un impact important à un niveau de désagrégation plus fin. En effet, le graphique 4.1 cache une hétérogénéité inter-sectorielle. Dans le tableau B.4 en Annexe, cette hétérogénéité est analysée au niveau de la nomenclature *sh2* : les composantes extensives et intensives de la croissance totale des importations entre 1994 et 2003 sont sommées sur l'ensemble des couples (j, k) appartenant à une catégorie *sh2* donnée ce qui permet de comparer l'importance de la croissance extensive entre catégories *sh2*. On vérifie alors que la marge extensive est beaucoup plus importante dans certains secteurs que dans d'autres²⁶. Par exemple, plus de la moitié de la croissance est due à des effets extensifs dans les catégories

²⁵Il faut noter que le taux de croissance total ne correspond pas nécessairement au taux de croissance réel du commerce mondial pour l'année considérée. En effet, différents traitements sont appliqués pour que les résultats ne soient pas biaisés par des problèmes liés à la qualité des données. Plus de précisions sur ces traitements sont fournies en Annexe B.4.1.

²⁶Il faut noter que le tableau B.4 masque lui-même une hétérogénéité entre secteurs *sh6*, voire entre firmes.

FIG. 4.1 – Décomposition de la croissance annuelle des flux en valeur



54 (“Filaments synthétiques ou artificiels”), 89 (“Navigation maritime ou fluviale”) et 97 (“Objets d’art, de collection ou d’antiquité”). Par ailleurs, la décomposition de la croissance des importations en valeur tend à minimiser les résultats. En effet, si on s’intéresse au *nombre* de flux comptabilisés dans la composante extensive plutôt qu’à la *valeur* de ces flux, l’ampleur du phénomène est bien plus importante : alors qu’en valeur les flux “extensifs” ne constituent que 3.9% des flux considérés sur l’ensemble de la période, ils représentent 40.1% des observations.

Enfin, on observe des écarts entre pays importateurs, comme le montre le graphique 4.2 qui décompose la croissance des importations entre 1994 et 2003²⁷, pour différents pays importateurs. Sur ce graphique, les pays sont classés en fonction de l’importance de la marge extensive dans la croissance des importations au cours de la période étudiée.

²⁷Ici, comme dans la suite du chapitre, la période étudiée est 1995-2003 pour la Belgique, 1994-2002 pour le Canada et 1996-2003 pour la Fédération Russe. Ces restrictions sont justifiées dans l’Annexe B.4.1.

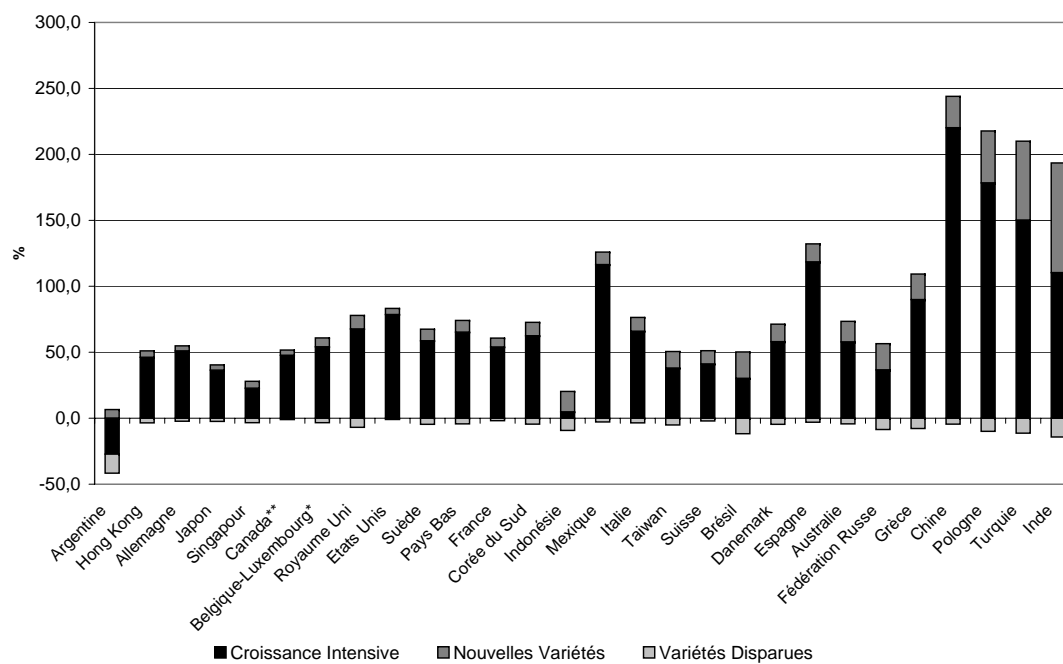
Parmi les importateurs considérés, l'Argentine est le pays pour lequel la marge extensive est la plus faible puisque la valeur des flux qui disparaissent entre 1994 et 2003 est supérieure à celle des flux qui apparaissent, d'où un effet négatif sur la croissance totale des importations. En revanche en Inde et en Indonésie, le phénomène est particulièrement important puisque les composantes extensives contribuent à plus de 35% de la croissance des importations totales entre 1994 et 2003 (plus de 50% pour l'Indonésie). Le graphique met en évidence une corrélation positive entre la taille de l'effet extensif et la croissance totale des importations²⁸. Celle-ci est cohérente avec l'explication du phénomène dans les modèles d'économie géographique et de firmes hétérogènes à la Méltz (2003) : dans les pays où la croissance (de l'activité donc des importations) est forte, le potentiel de marché augmente rapidement, ce qui accroît l'incitation des firmes étrangères à payer le coût d'entrée pour pouvoir exporter vers des marchés à fort potentiel de croissance ; l'arrivée de ces firmes se traduit alors par des effets extensifs sur les importations²⁹.

Dans certains secteurs et pour certains pays, les effets extensifs du commerce représentent donc une part importante de la croissance des importations et peuvent donc avoir un impact significatif sur les prix. En outre, l'hétérogénéité entre pays importateurs valide l'intérêt d'une comparaison internationale des biais de mesure. En effet, on peut s'attendre à des biais plus ou moins élevés selon le pays considéré (l'effet étant *a priori* plus fort dans les pays les plus à droite du graphique 4.2). Par conséquent, l'erreur de mesure des prix en niveau devrait se répercuter sur la mesure des prix relatifs, comme le suggérerait le modèle du chapitre précédent.

²⁸Cette corrélation est de 0.738 sur les 28 pays considérés.

²⁹L'effet extensif négatif obtenu pour l'Argentine s'explique sans doute par la crise qu'a connu ce pays entre 1998 et 2001, qui a pu amener les exportateurs à sortir du marché argentin du fait de la baisse de son potentiel de marché.

FIG. 4.2 – Décomposition de la croissance totale des importations entre 1994 et 2003, par pays importateur



4.5 Résultats

Dans ce qui suit, les résultats des différentes étapes de l'estimation sont présentés. En premier lieu, on donne un bref aperçu des élasticités de substitution estimées au niveau sectoriel pour chacun des pays importateurs de l'échantillon. Ensuite, les biais de mesure des prix sont calculés au niveau sectoriel. Enfin, en agrégeant ces biais sectoriels, on obtient une mesure synthétique du biais de mesure des prix à l'importation qu'on peut alors comparer entre pays importateurs.

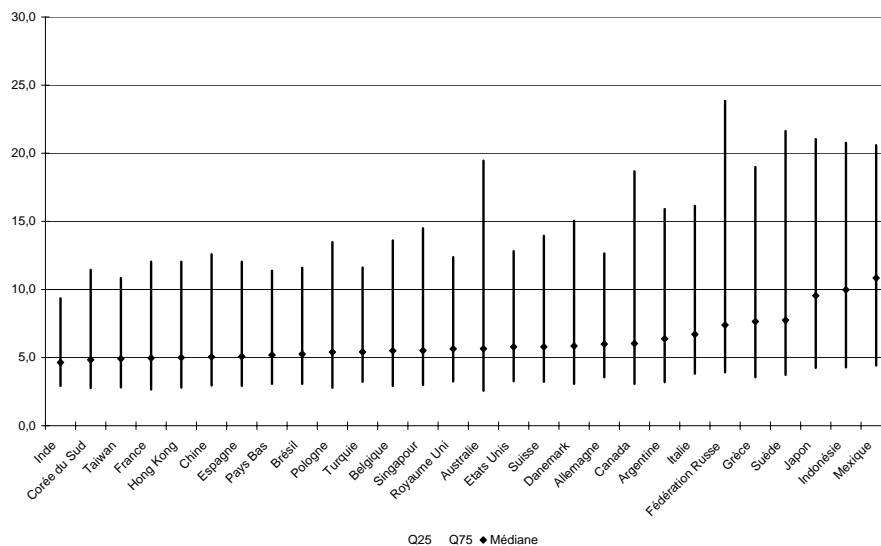
4.5.1 Élasticités de substitution

Le graphique 4.3 et le tableau B.5 en Annexe donnent un aperçu de la distribution des élasticités de substitution estimées pour chaque pays importateur. L'estimation est systématiquement faite au niveau *sh6* en utilisant la procédure décrite dans la section 4.3. Cependant, lorsque la mesure du biais total $Biais_{jt}$ le nécessite, ces élasticités sont agrégées au niveau *sh4* ou *sh2* par un calcul de moyenne pondérée. A la fin du tableau B.5 (ligne “BW SITC-5, 90-01”), les résultats obtenus par Broda & Weinstein (2006) sur données américaines sont rappelés à titre de comparaison³⁰.

En moyenne, les estimations suggèrent une forte substituabilité des variétés au sein des différents secteurs considérés. Le coefficient médian comme le coefficient moyen sont en effet tirés vers le haut par un certain nombre d'élasticités élevées. La comparaison avec d'autres estimations de ce paramètre est délicate dans la mesure où la littérature empirique sur ce sujet ne permet pas de dégager un consensus. Ainsi, les modèles d'économie géographique utilisent souvent plusieurs valeurs alternatives pour calibrer

³⁰On utilise ici les résultats au niveau SITC-5, nomenclature relativement proche de la classification *sh6* des estimations de ce chapitre. La nomenclature SITC-5 divise l'économie en 3000 secteurs environ tandis que la nomenclature la plus fine qu'utilisent Broda et Weinstein (*TS10*) compte environ 15000 produits, *i.e.* nettement plus que les 5000 produits de *BACI*.

FIG. 4.3 – Statistiques descriptives (médianes, 1er et 3ème quartiles) des distributions estimées d'élasticités de substitution, période : 1994-2003



l'élasticité σ ³¹. En inférant la valeur de ce paramètre à partir de données de taux de marge, Morrison (1990) trouve cependant une valeur de 6, proche du coefficient médian obtenu ici (en moyenne sur l'ensemble de l'échantillon, l'élasticité médiane est en effet de 6.2). Néanmoins, les coefficients estimés sont beaucoup plus élevés que ceux obtenus par Broda & Weinstein (2006). Plus précisément, les distributions sont plus concentrées vers des valeurs élevées de σ ³². Le fait que les élasticités de substitution estimées soient en moyenne élevées tire mécaniquement vers le bas l'erreur de mesure agrégée ($Biais_{jt}$). Dans la section 4.5.3, la sensibilité des résultats à ces estimations est donc évaluée. Pour

³¹Par exemple, Venables (1996) calibre son modèle pour trois valeurs de σ (3, 5 et 7).

³²Ces écarts par rapport aux résultats de Broda & Weinstein (2006) sont en partie liés à des différences sur les données. Pour le vérifier, on applique le programme d'estimation des élasticités aux données d'importations américaines de la base du NBER (cf. Feenstra (1996)). On obtient alors des élasticités qui se situent, en moyenne, entre celles obtenues par Broda & Weinstein (2006) et celles obtenues sur les données d'importations américaines de *BACI* : le coefficient estimé médian est de 3.2 et le coefficient moyen de 8.6.

cela, on agrège les biais sectoriels en utilisant une variable uniforme de σ (alternativement, $\sigma = 2$, $\sigma = 2.66$, $\sigma = 5$ et $\sigma = 8$) et on compare les résultats avec ceux obtenus pour les élasticités estimées $\hat{\sigma}_k$.

On vérifie également que ces distributions sont assez hétérogènes dans la dimension pays. Le coefficient médian varie entre 4.6 pour l'Inde et 10.8 au Mexique. Une telle hétérogénéité peut être le fait de l'agrégation des données au niveau sectoriel : au sein d'un même secteur *sh6* peuvent être regroupés des produits aux élasticités de substitution assez différentes de sorte que la composition des importations de chaque pays en biens de ce secteur influence le niveau de l'élasticité (moyenne) estimée. Aucune tendance claire ne permet cependant de confirmer cette hypothèse. En effet, si les écarts entre pays sont effectivement le fait de différences sur la qualité des biens importés, on pourrait s'attendre à obtenir des élasticités en moyenne plus faibles pour les pays riches, qui importent des biens de meilleure qualité, mais ce n'est pas le cas.

Dans la suite, ces élasticités sont utilisées avec prudence : le calcul des biais sectoriels présenté dans la section suivante ne tient pas compte de l'impact de σ_k tandis que la section 4.5.3. présente la mesure des biais agrégés obtenue avec ces estimations ainsi qu'une mesure utilisant d'autres valeurs du paramètre σ .

4.5.2 Biais sectoriels de mesure des prix

Le graphique 4.4 et le tableau B.6 en Annexe fournissent des statistiques descriptives sur les biais calculés au niveau sectoriel (sans tenir compte des élasticités de substitution). Ici aussi, les résultats de Broda et Weinstein sont ajoutés au tableau à titre de comparaison.

Comme on s'y attendait, les ratios $\lambda_{kj}/\lambda_{kj0}$ sont en moyenne inférieurs à un : la part dans les importations totales des variétés consommées à la fois en 1994 et en 2003 diminue au cours de la période considérée, du fait du report de la dépense de consommation sur

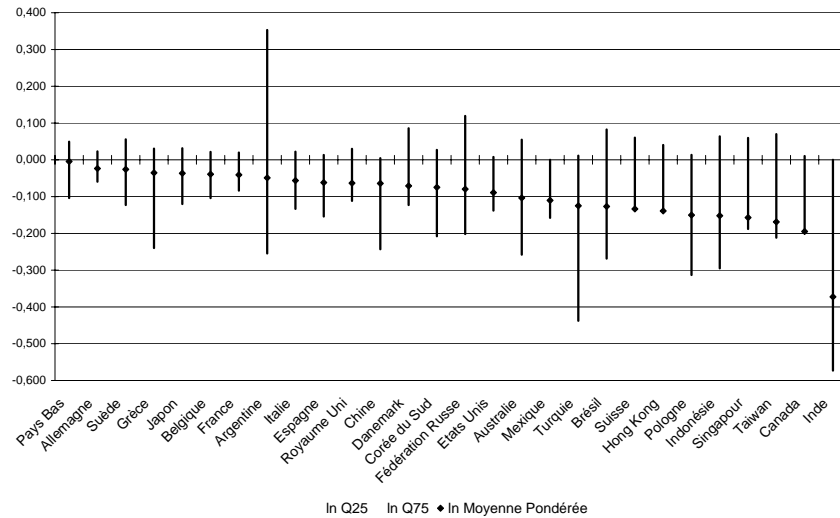
de nouvelles variétés. En moyenne, une mesure ne tenant pas compte des changements de l'offre de variétés surestimerait l'indice de prix sectoriel de 9% sur la période 1994-2003³³.

La distribution des biais sectoriels varie significativement d'un pays importateur à l'autre. Elle est plus concentrée sur des valeurs faibles (impliquant un biais de mesure positif plus important) pour les pays émergents mais aussi au Canada. Ces résultats sont cohérents avec la mesure des effets extensifs présentée dans la section 4.4.2 : la corrélation entre le ratio $\lambda_{kj}/\lambda_{kj0}$ moyen et l'intensité de la croissance extensive illustrée sur le graphique 4.2 est de -0.63. L'Inde est le pays pour lequel on obtient les biais les plus élevés (*i.e.* les ratios les plus proches de zéro) : en moyenne, un indice de prix sectoriel ne tenant pas compte des changements de l'offre de variétés surestime la croissance de ses prix à l'importation de plus de 30 % entre 1994 et 2003.

Si on compare les résultats relatifs aux Etats-Unis à ceux obtenus par Broda & Weinstein (2006) à partir de la base de données du NBER, on s'aperçoit que la distribution des ratios sectoriels de ces auteurs est plus étalée que celle obtenue avec *BACI* ce qui implique des biais (positifs ou négatifs) plus importants. Plusieurs explications sont envisageables. D'abord, il faut noter que l'écart entre les deux séries de résultats est moindre que celui qui transparaît dans le tableau B.6. En effet, les résultats de Broda & Weinstein (2006) portent sur la période 1990-2001, *i.e.* sur 11 ans tandis que les présentes estimations ne couvrent que 9 années. Rapportés à une période comparable, l'intervalle entre le 5ème et le 95ème percentile n'est plus que de 1.99 dans les résultats de Broda et Weinstein contre 0.90 avec *BACI*. La relative faiblesse des biais estimés à partir de *BACI* peut provenir des traitements qui sont opérés sur les données de cette base. En effet, la réconciliation des déclarations à l'export et à l'import permet de compléter la matrice

³³Ce calcul n'est que très approximatif puisqu'il ne tient pas compte de l'impact de l'élasticité de substitution sur le biais de mesure. On suppose donc implicitement ici que l'élasticité σ est constante et égale à 2 quel que soit le secteur.

FIG. 4.4 – Statistiques descriptives (moyenne géométriques, 1er et 3ème quartiles, en log) sur les distributions de ratios $\lambda_{kj}/\lambda_{kj0}$, période 1994-2003



de commerce et donc de réduire la volatilité du nombre de flux bilatéraux comptabilisés. Ce traitement des déclarations de commerce peut avoir un impact sur la mesure des effets extensifs. Pour le comprendre, prenons un exemple. Imaginons que les Etats-Unis cessent de comptabiliser leurs importations en provenance d'un pays donné au cours de la période considérée. Dans les données du NBER, cet évènement conduira à la “disparition” d'un certain nombre de variétés tandis que ce ne sera pas nécessairement le cas dans *BACI* si l'exportateur en question continue à déclarer le montant de ses ventes aux Etats-Unis. Le biais lié à la qualité des déclarations de commerce est donc moindre dans les estimations utilisant les données de *BACI*. Cependant, ce type de problèmes ne devrait pas être très prononcé dans le cas des Etats-Unis, pays pour lequel la qualité des données est bonne. Une autre explication possible de la faiblesse du biais estimé avec *BACI* tient à la période d'estimation. En effet, les estimations de ce chapitre couvrent une période plus récente que celles de Broda & Weinstein (2006). Or les résultats de

ces auteurs suggèrent que, pour les Etats-Unis au moins, le biais de mesure des prix est nettement plus élevé sur la période 72-88 que sur la période 90-01. La poursuite de cette tendance à la baisse du biais de mesure des prix pourrait donc expliquer en partie la relative faiblesse des résultats obtenus ici.

Au demeurant, si les résultats obtenus sont un peu plus faibles que ceux de Broda & Weinstein (2006), le biais potentiel reste important dans certains pays ou pour certains secteurs. En outre, dès lors que la faiblesse des effets mesurés concerne l'ensemble des pays de l'échantillon, la comparaison entre pays importateurs reste pertinente. Dans la suite, ces résultats sectoriels sont agrégés en utilisant l'équation (4.3) de façon à obtenir une mesure macroéconomique du biais d'omission des nouvelles variétés.

4.5.3 Biais agrégé de mesure des prix

Le graphique 4.5 et le tableau B.7 en Annexe permettent de comparer le biais annuel de mesure des indices de prix agrégés pour les différents pays importateurs considérés. En moyenne, ce biais est assez faible, 0.2% par an. Cependant, il dépasse les 0.4% dans plusieurs pays émergents d'Asie et atteint même 0.8% au Brésil. Les écarts entre pays ne sont pas parfaitement corrélés à ceux relatifs à l'intensité de la marge extensive (graphique 4.2) ou aux distributions des biais sectoriels (graphique 4.4). Au niveau agrégé, les biais de mesure sont en effet influencés par la distribution des élasticités de substitution estimées : un ratio $\lambda_{kj}/\lambda_{kj0}$ faible a plus de poids sur le résultat global si l'élasticité de substitution des variétés de biens k estimée pour ce secteur est faible. A titre de comparaison, les quatre dernières colonnes du tableau B.7 donnent la valeur du biais calculé pour des valeurs uniformes de l'élasticité de substitution³⁴. On vérifie alors que la relative faiblesse du biais estimé tient principalement aux résultats sur les

³⁴Alternativement, $\sigma = 2$, $\sigma = 2.66$, $\sigma = 3$ et $\sigma = 5$, la deuxième valeur étant calibrée de façon à reproduire pour les Etats-Unis le biais obtenu par Broda & Weinstein (2006).

élasticités. Quand on calibre le paramètre σ de façon à reproduire les résultats moyens obtenus par Broda & Weinstein (2006) sur données américaines (colonne intitulée $\sigma = 2.66$ dans le tableau B.7), le biais de mesure augmente pour quasiment tous les pays³⁵ et atteint jusqu'à 1.41% par an pour l'Inde.

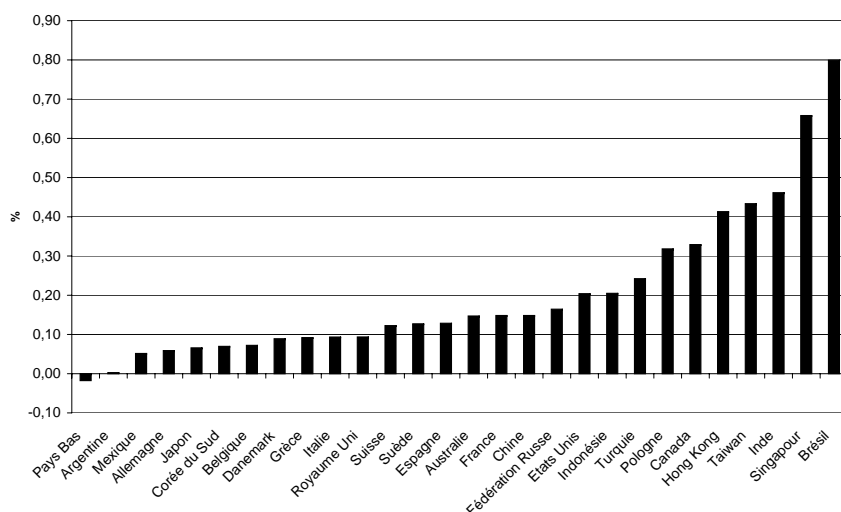
La comparaison des résultats entre pays importateurs montre que le biais de mesure des prix tend à être plus élevé dans les pays émergents de l'échantillon tandis qu'il est plus faible pour les pays développés, notamment en Europe. La corrélation entre le biais annuel de mesure du prix et le taux de croissance du PIB³⁶ est de 50%. Certains pays font cependant figure d'exception. Ainsi, le biais est relativement élevé pour le Canada du fait d'un effet de composition : comme le montre le tableau B.6 en Annexe, la moyenne pondérée des biais sectoriels est tirée vers le bas par quelques gros secteurs importateurs³⁷. Au contraire, le biais est relativement faible en Corée du Sud, au Mexique et, surtout, en Argentine. Dans le cas de la Corée du Sud et du Mexique, ce résultat tient largement à la faiblesse des élasticités estimées pour les secteurs dans lesquels le ratio $\lambda_{kj}/\lambda_{kj0}$ est faible : comme le montre le graphique B.3 en Annexe, qui illustre les biais obtenus en imposant une valeur uniforme de σ à tous les secteurs, la position de ces pays dans la distribution des biais agrégés est centrale quand on ne tient pas compte de l'hétérogénéité des élasticités de substitution estimées. En revanche, la faiblesse du biais de mesure argentin persiste. Celle-ci s'explique par des effets extensifs négatifs. Dans de nombreux secteurs en effet, le ratio $\lambda_{kj}/\lambda_{kj0}$ est très supérieur à un, du fait probablement

³⁵Le biais calibré diminue pour le Brésil, la Chine et les Pays-Bas.

³⁶Source : *Penn World Tables* (Heston, Summers & Aten (2002)), Taux de croissance annuel moyen calculé en utilisant les séries de PIB réel en PPA sur la période 1994-2000.

³⁷L'analyse détaillée des résultats relatifs au Canada montre que cet effet de composition tient principalement à 4 catégories *sh2* : la catégorie 44 "Bois, Charbon de bois et Ouvrages en bois" qui représente 1% des importations considérées et pour laquelle le ratio $\lambda_{kj}/\lambda_{kj0}$ est de 0.80, la catégorie 49 "Produits de l'édition, de la presse ou autres industries graphiques" (1.1% des importations, ratio=0.53), la catégorie 88 "Navigation aérienne ou spatiale" (1.3% des importations et ratio=0.66) et la catégorie 90 "Instruments et appareils d'optique, de photographie ou de cinématographie" (1.9% des importations et ratio=0.84).

FIG. 4.5 – Biais annuel de mesure des prix, en %



de la crise de la fin des années 90 qui a pu amener un certain nombre d'exportateurs à quitter le marché argentin.

Ces résultats ont des conséquences importantes en terme de prix relatifs. Ils suggèrent que les indices de prix à l'importation ne tenant pas compte des changements de l'offre de variétés tendent à surestimer le prix relatif à l'importation d'un certain nombre de pays émergents. A titre illustratif, le tableau B.8 en Annexe indique, pour chaque pays de l'échantillon, le biais de mesure du prix relatif de ses importations par rapport à celles des Etats-Unis. Comme on s'y attend au regard du graphique 4.5, ce biais est négatif dans la plupart des pays mais positif pour plusieurs pays émergents³⁸ et pour le Canada. De tels biais négatifs signifient que les prix relatif à l'importation par rapport à ceux des Etats-Unis sont sur-estimés pour ce pays. La comparaison de la colonne 2 du tableau B.8, qui donne le biais estimé, avec la troisième colonne, qui indique le taux de croissance

³⁸L'Indonésie, la Turquie, la Pologne, Hong Kong, Taiwan, l'Inde, Singapour et le Brésil.

du prix à l'importation relatif, calculé de manière “conventionnelle” par le FMI³⁹, montre que ce biais de prix relatifs peut être assez élevé. Par exemple, le fait de négliger, lors du calcul des prix relatifs à l'importation, les changements de l'offre de variétés disponibles sur les marchés suisse et américain conduit à une sous-estimation du taux de croissance des prix relatifs suisses de 70%. Au contraire, alors que le FMI estime que les prix à l'importation polonais ont augmenté de 4.8% par rapport à ceux des Etats-Unis sur la période considérée, le fait de tenir compte des changements de l'offre de variété réduit ce chiffre à 3.8%. Ces résultats suggèrent donc que l'omission des variations endogènes de l'offre de variété peut avoir des conséquences importantes en terme de prix relatifs.

4.6 Conclusion

Dans ce chapitre, on estime le biais de mesure des prix à l'importation créé si on suppose que le panier de variétés importées est constant au cours du temps. Pour cela, on utilise la méthode de Feenstra (1994) permettant de quantifier l'effet sur les prix des changements dans l'offre de variétés. Cette méthode est appliquée à la base de données *BACI*, qui couvre l'ensemble des flux bilatéraux de commerce international. L'exhaustivité de ces données permet alors de comparer le biais de mesure des prix dans un échantillon de 28 pays importateurs sur la période 1994-2003.

Les résultats mettent en évidence un biais de mesure qui est généralement positif. En effet, le fait de ne pas tenir compte de la croissance extensive (*i.e.* des nouvelles variétés de biens importés) amène à surestimer l'indice de prix à l'importation dans un cadre avec préférences pour la diversité. En moyenne, ce biais est assez faible, autour de 0.2% par an. Cependant, les résultats varient d'un pays importateur à l'autre. Le biais de mesure apparaît particulièrement marqué dans les pays émergents, notamment en Inde,

³⁹Source : *International Financial Statistics*, indice de valeur unitaire à l'importation.

à Singapour et au Brésil. Pour ces pays, le biais de mesure est de plus de 0.4% par an.

Ces résultats ont des conséquences importantes en terme de prix relatifs. En effet, ils suggèrent que l'utilisation d'indices de prix à panier de biens constant conduit à surestimer l'appréciation des taux de change réel des pays émergents. Ces résultats sont cohérents avec les intuitions théoriques du chapitre 3 selon lequel l'impact des choix de localisation des firmes peut, sous certaines conditions, compenser partiellement l'effet Harrod-Balassa-Samuelson. Ainsi, si les gains de productivité des pays émergents provoquent un effet HBS positif, celui-ci est surestimé dans les séries de taux de change réel calculées de manière "conventionnelle". En effet, les gains de productivité accroissent la demande potentielle du pays ce qui provoque l'entrée de nouvelles firmes sur le marché par le biais du commerce international. Cette hausse de l'offre de variétés réduit le niveau des prix à l'importation du pays émergent dans un cadre avec préférences pour la diversité. Cependant, cet effet "Offre de Variétés" n'est pas identifié dans les indices de prix à panier de variétés constant qui surestiment le niveau des prix relatifs des pays émergents et l'effet HBS.

Les effets mesurés sont néanmoins assez faibles. Une partie de la faiblesse de ce biais tient à l'utilisation de données sectorielles, qui sous-estiment les effets extensifs du commerce. En outre, on peut penser que le fait d'utiliser des données de commerce international, sans tenir compte de la production domestique conduit à sous-estimer la baisse des prix dans les pays émergents. En effet, les modèles d'Economie Géographique à la Krugman et, plus récemment, le modèle de Helpman, Melitz & Yeaple (2004) avec firmes hétérogènes suggèrent qu'une croissance soutenue de la demande des pays émergents devrait conduire un nombre croissant de firmes à s'installer dans ces pays pour servir le marché local directement plutôt que par le biais du commerce international. L'entrée de flux d'investissement étranger et l'augmentation de la production domestique qui s'en suit devrait donc, elles aussi, contribuer à réduire le niveau des prix relatifs de ces pays.

Etendre l'analyse à ce type d'effet pourrait être intéressant puisque cela permettrait d'établir un lien entre les flux entrants d'investissement direct étranger et le niveau des prix relatifs.

Annexes B

B.1 Répartition spatiale de la production en équilibre partiel

A long terme, lorsque les firmes sont libres de s'installer sur l'un ou l'autre des marchés, trois types de répartition spatiale peuvent caractériser l'équilibre : deux équilibres en coin dans lesquels la production de biens T est entièrement concentrée dans un pays et un équilibre intérieur dans lequel un certain nombre de variétés sont produites dans chaque pays.

La répartition spatiale des firmes à l'équilibre intérieur est déterminée en égalisant le profit opérationnel des firmes des deux pays pour les prix et les demandes d'équilibre définis dans le corps du texte :

$$\begin{aligned} \frac{1}{\sigma - 1} \frac{W_H}{A_H^T} (x_H + \tau x_F) &= \frac{1}{\sigma - 1} \frac{W_F}{A_F^T} (x_F + \tau x_H) \\ \Rightarrow \frac{s_E}{\Delta_H} (\rho^{1-\sigma} - \phi) &= \frac{1 - s_E}{\Delta_F} (1 - \phi \rho^{1-\sigma}) \\ \Leftrightarrow \lambda = \frac{s_E}{1 - \phi \rho^{1-\sigma}} - \frac{1 - s_E}{\phi^{-1} \rho^{1-\sigma} - 1} \end{aligned}$$

avec :

- $\rho = \frac{W_H/A_H^T}{W_F/A_F^T}$ le coût relatif de production du bien échangé,
- $\Delta_H \equiv \lambda \rho^{1-\sigma} + (1 - \lambda) \phi$
- et $\Delta_F \equiv \lambda \phi \rho^{1-\sigma} + (1 - \lambda)$.

Cet équilibre intérieur existe si au moins une firme décide de s'implanter dans chacun des pays : $\lambda \in]0; 1[$. Cette contrainte permet d'obtenir l'intervalle sur lequel l'équilibre intérieur est défini :

$$0 < \lambda < 1 \Rightarrow \frac{1}{\phi s_E + \phi^{-1}(1 - s_E)} < \rho^{\sigma-1} < \phi^{-1} s_E + \phi(1 - s_E)$$

En dehors de cet intervalle, la production du bien échangé est entièrement concentrée dans un seul pays ($\lambda = 0$ ou $\lambda = 1$), l'équilibre de la balance des paiements étant alors assuré par l'égalisation du flux de rémunération du capital au solde de la balance commerciale. La concentration de la production a lieu dans le seul pays dans lequel les firmes peuvent dégager un profit positif. Ainsi, $\lambda = 0$ est un équilibre stable si et seulement si la production dans le pays domestique n'est jamais profitable. Le profit qu'une firme individuelle dégagerait en déviant de la stratégie de localisation dans le pays étranger s'écrit¹ :

$$\Pi_{H|\lambda=0} = \frac{\mu}{\sigma} \frac{f(E_H + E_F)}{K_W} \left[\frac{\phi^{-1}s_E + \phi(1 - s_E)}{\rho^{\sigma-1}} - 1 \right]$$

qui est négatif dès lors que $\rho^{\sigma-1} > \phi^{-1}s_E + \phi(1 - s_E)$.

De la même manière, $\lambda = 1$ est un équilibre stable si et seulement si

$$\begin{aligned} \Pi_{F|\lambda=1} &= \frac{\mu}{\sigma} \frac{f(E_H + E_F)}{K_W} \left[\rho^{\sigma-1}(\phi^{-1}(1 - s_E) + \phi s_E) - 1 \right] < 0 \\ \Rightarrow \rho^{\sigma-1} &< \frac{1}{\phi^{-1}(1 - s_E) + \phi s_E} \end{aligned}$$

Le tableau ci-dessous récapitule le type d'équilibre spatial auquel on aboutit selon le niveau du différentiel de coûts du travail :

$\rho^{\sigma-1}$	$\rho_l^{\sigma-1 (a)}$		$\rho_h^{\sigma-1 (a)}$	
Equilibre	EC en H ^(b)		EI	EC en F
(a) $\rho_l^{\sigma-1} = (\phi s_E + \phi^{-1}(1 - s_E))^{-1}$,	$\rho_h^{\sigma-1} = \phi^{-1}s_E + \phi(1 - s_E)$			
(b) EC = "Equilibre en Coin", EI = "Equilibre Intérieur".				

B.2 Calibration du taux de change réel

B.2.1 Sources des données utilisées

Les données utilisées dans la calibration du modèle du chapitre 3 proviennent de différentes bases de l'OCDE : la base "*STAN*" fournit les données sectorielles de commerce international et de productivité du travail, qui sont complétées avec la base des "*Principaux Indicateurs Economiques*".

¹On utilise ici le résultat du modèle de Dixit-Stiglitz selon lequel le montant payé pour couvrir les coûts fixes de production est égal à l'équilibre à la dépense mondiale en biens différenciés divisée par l'élasticité de substitution σ : $RK^W = \frac{\mu}{\sigma}(E_H + E_F)$

Ces bases présentent l'avantage d'être construites selon une classification sectorielle uniforme (à 99 secteurs) ce qui permet de les fusionner facilement. Elles couvrent les membres de l'OCDE sur la période 1988-2003. Dans la calibration du chapitre 3, l'analyse est restreinte à 24 pays : Australie, Autriche, Belgique, Canada, République tchèque, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Hongrie, Italie, Japon, Corée, Mexique, Pays Bas, Nouvelle Zélande, Norvège, Pologne, Portugal, Espagne, Suède, Royaume-Uni et Etats-Unis.

B.2.2 Biens échangés versus biens non-échangés

Pour identifier les secteurs exposés à la concurrence internationale, qu'on considère comme des secteurs de biens "échangés" dans la calibration, on utilise un critère basé sur la mesure du taux de pénétration des importations de chaque secteur (part des biens importés dans la consommation nationale) et de la part de la production exportée. Sur la base de ces indicateurs, un secteur est classé dans les secteurs des biens non-échangés si la pénétration des importations et la part de la production exportée sont inférieures à 10% ².

Pour cela, les séries d'importations et exportations sectorielles utilisées sont celles de la base *STAN, Commerce Bilatéral*. Ces données ne couvrent pas le commerce de services dont la production est considérée de manière *ad hoc* comme un bien non-échangé. Le sous-échantillon des secteurs de biens non-échangés contient donc systématiquement les activités suivantes : "Construction, Production et Commerce de Détail", "Restaurants et Hôtels", "Transport et Stockage", "Communication", "Finance, Assurance, Immobilier et Services aux Entreprises", "Services sociaux et Aide à la personne". En plus de ces secteurs, la catégorie "Fourniture d'Electricité, de Gaz et d'Eau" est très souvent comptabilisée parmi les secteurs de biens non-échangés.

²Gregorio, Giovannini & Wolf (1994) utilisent le même genre de critère pour distinguer les biens échangés des biens non-échangés. Cependant, leur analyse ne tient pas compte du taux de pénétration des importations. Dans l'équilibre en coin du modèle du chapitre 3, le bien échangé est entièrement produit dans un seul pays, auquel cas on ne peut pas calculer la part de la production exportée alors même que le taux de pénétration des importations est très grand. Avec la définition des biens échangés utilisée ici, le bien sera néanmoins inclu dans le secteur *T*. Une autre alternative à ce critère est proposée par Crucini et al. (2005) qui mesurent le degré d'"échangeabilité" d'un bien par la somme des exportations et des importations divisée par la production totale, corrigée d'une mesure du contenu en facteurs de production locaux.

B.2.3 Mesure des variables

A partir de cette classification des biens échangés et non-échangés, on peut calculer, pour chaque pays, les différentes variables qui entrent dans l'équation définissant le taux de change réel en équilibre partiel.

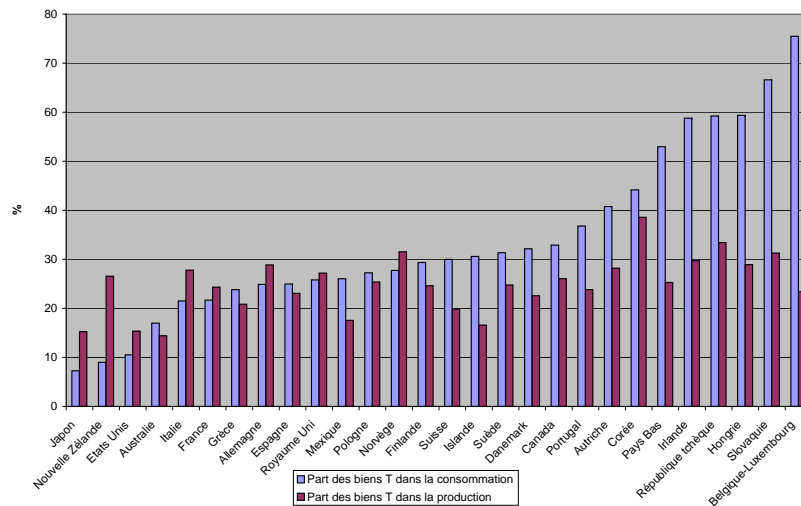
Part des biens échangés dans la consommation

On utilise les données “*STAN, Commerce Bilatéral*” qui donnent les importations sectorielles sur une base bilatérale³. La part des biens échangés dans la consommation du pays i au cours de l'année t est alors calculée de la manière suivante :

$$\mu_{it} = \frac{\sum_{s \in T} \sum_j IMP_{ijt}^s}{\sum_s \sum_j IMP_{ijt}^s}$$

avec IMP_{ijt}^s la valeur des importations de i en provenance du pays j dans le secteur s au cours de l'année t (en dollars internationaux courants) et T l'ensemble des secteurs de biens échangés, spécifique au pays considéré. La dimension temporelle de cet indicateur est ensuite supprimée en calculant la moyenne des $\{\mu_{it}\}$ pour chaque pays ($\bar{\mu}_i$).

FIG. B.1 – Part des biens échangés dans la consommation et la production



³Cette base de données contient aussi les “importations” en provenance du pays lui-même (c’est-à-dire la consommation de biens domestiques) de sorte que la somme des importations correspond effectivement à la consommation totale du bien.

Comme le montre le graphique B.1, la part des biens échangés dans la consommation varie fortement selon les pays, beaucoup plus que la part des secteurs de biens échangés dans la production : les pays les plus riches (Japon, Etats-Unis), mais aussi les pays insulaires (Nouvelle Zélande ou Australie) consomment beaucoup plus de biens non-échangés que les pays en développement ou les pays de petite taille. La variabilité temporelle des séries μ_{it} est bien moindre que l'hétérogénéité dans la dimension "pays", sauf dans des pays comme la Pologne ou le Mexique, qui consommaient très peu de biens échangés au début de la période et ont convergé à des niveaux proches de ceux de la moyenne de l'OCDE.

Double ratio des productivités

Les statistiques sur la productivité du travail par type de biens (A^T et A^N) sont obtenues à partir de la base *STAN* d'indicateurs sectoriels de productivité du travail qui mesure la productivité du travail par le ratio de la valeur ajoutée totale à la masse salariale du secteur. L'agrégation en "biens échangés" vs. "biens non-échangés" est faite par une moyenne pondérée, tenant compte de la part de chaque secteur dans la valeur ajoutée totale :

$$A_{it}^b = \sum_{s \in b} A_{it}^s \frac{VA_{it}^s}{VA_{it}^b}, \quad b = T, N$$

avec A_{it}^s la productivité du travail dans l'industrie s du pays i à la date t et VA_{it}^s la valeur ajoutée (à prix courants) du secteur s , rapportée à la valeur ajoutée des secteurs de biens échangés ou non-échangés. Le ratio A_{it}^T sur A_{it}^N mesure donc la productivité relative de i dans les secteurs de biens échangés (par rapport aux secteurs de biens non-échangés). Dans la mesure où les indicateurs de productivité du travail de l'OCDE sont des indices⁴, ces séries ne peuvent être utilisées en niveau dans une comparaison internationale. Cette spécificité des données utilisées explique que la simulation se fasse sur la définition du *taux de croissance* du taux de change réel

Comme le montre le graphique B.2, le taux de croissance annuel moyen de la productivité du travail est plus élevé dans les secteurs de biens échangés que dans les secteurs de biens non-échangés. Ceci explique qu'on ne s'intéresse qu'à des différentiels de productivité dans le secteur des biens échangés dans la section 3.1 du chapitre 3.

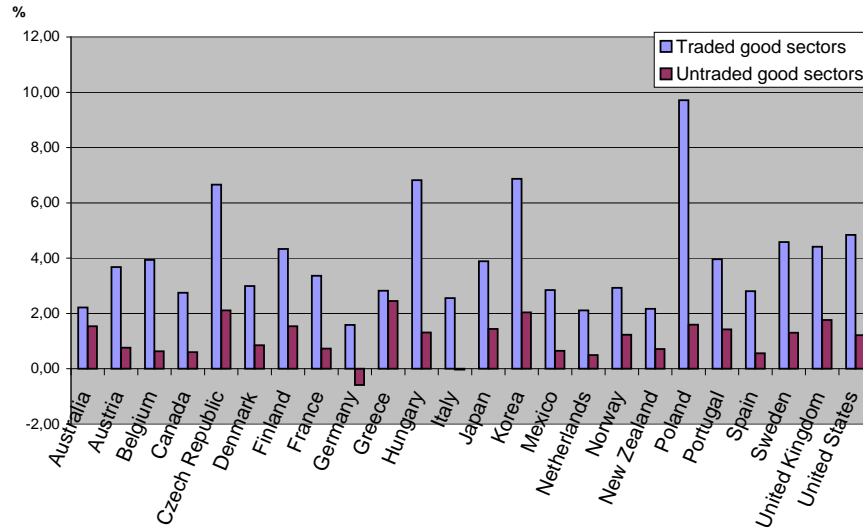
On obtient le terme BS de l'équation (3.17) à partir de ces productivités en appliquant la formule suivante :

$$BS_{ijt} = \frac{A_{it}^T/A_{it}^N}{A_{jt}^T/A_{jt}^N}$$

Coût relatif de production du secteur des biens échangés

⁴ L'année de référence est 1995, comme pour tous les indices utilisés dans cet exercice de calibration.

FIG. B.2 – Productivité annuelle moyenne, biens échangés vs biens non-échangés



Les salaires sont mesurés par les coûts unitaires du travail de l'ensemble de l'économie, également fournis dans *STAN*⁵. En utilisant ces données, on peut calculer le coût relatif de production dans le secteur des biens échangés (ρ_{ijt}) :

$$\rho_{ijt} = \frac{w_{it}/A_{it}^T}{w_{jt}/A_{jt}^T}$$

Distribution spatiale des firmes

La distribution spatiale des firmes du secteur échangé (λ) est mesurée de manière indirecte, par le ratio des productions nominales de biens échangés. En effet, ce paramètre s'écrit par définition : $\lambda_{ijt} \equiv \frac{n_{it}}{n_{it}+n_{jt}}$. A l'équilibre de long terme, la production en valeur des firmes des deux pays est théoriquement égalisée de sorte qu'on peut réécrire λ en

⁵On préfère ici le coût unitaire du travail de l'économie au coût unitaire du travail dans le secteur des biens échangés, de façon à rester le plus proche possible du modèle. En effet, celui-ci suppose que le salaire est uniforme au sein de chaque pays. Le coût unitaire utilisé peut être assimilé à ce salaire unique, divisé par la productivité moyenne du travail dans l'économie.

fonction des productions nationales en valeur :

$$\lambda_{ijt} = \frac{n_{it}p_{it}^T y_{it}^T}{n_{it}p_{it}^T y_{it}^T + n_{jt}p_{jt}^T y_{jt}^T}$$

Pour mesurer la production nominale de biens échangés, on utilise les séries de PIB à prix courants de la base des “*Principaux Indicateurs Economiques*”, multipliées par la part de la valeur ajoutée dans les secteurs de biens échangés :

$$n_{it}p_{it}^T y_{it}^T = GDP_{it} * VA_{it}^T$$

Taille relative des pays

Enfin, pour avoir une idée de la taille relative des pays de l'échantillon, θ est approximé par la part de chaque pays dans le PIB total de l'échantillon. En effet, on devrait théoriquement mesurer θ par la part du pays domestique dans les dotations en travail *et* en capital. Cependant, la répartition des dotations en travail et en capital n'est pas uniforme contrairement à ce que le modèle suppose. Par exemple, la part de la Chine dans les dotations mondiales en travail est bien plus élevée que sa part dans les dotations en capital. Dans les statistiques descriptives du tableau B.1, le PIB est donc choisi comme approximation des dotations en facteurs et utilisé pour mesurer θ ⁶ :

$$\theta_{it} = \frac{GDP_{it}}{\sum_i GDP_{it}}$$

avec GDP_{it} le PIB de i à prix courants et en PPA, tiré des “Principaux Indicateurs Economiques” de l'OCDE.

B.2.4 Agrégation

La simulation de l'équation (3.17) pour mesurer l'impact potentiel des effets “Harrod-Balassa-Samuelson”, “Offre de Variétés” et “Coût Relatif de Production” sur les taux de change réel (Section 3.1 du chapitre 3) utilise une transformation de l'équation (3.17) en terme de taux de croissance du taux de change effectif réel. Toutes les variables relatives au pays F doivent donc refléter la situation moyenne dans l'ensemble des partenaires commerciaux du pays considéré. Pour cela, les variables décrites précédemment sont agrégées par des moyennes tenant compte de la structure du commerce du pays considéré. Ainsi, la mesure de la productivité relative des partenaires du pays i dans le secteur

⁶Cette approximation n'est cependant pas cruciale dans la mesure où le paramètre θ n'est pas utilisé dans les simulations.

des biens échangés par rapport au secteur des non-échangés est calculé de la manière suivante :

$$\frac{A_{-it}^T}{A_{-it}^N} = \prod_{j \in -i} \left(\frac{A_{jt}^T}{A_{jt}^N} \right)^{\omega_j}$$

avec ω_j la part du pays j dans le commerce total du pays i au cours de l'année de référence (1995) et $-i$ l'ensemble des partenaires du pays i .

La variable mesurant l'effet HBS en termes effectifs s'écrit alors :

$$BS_{i-it} = \frac{A_{it}^T/A_{it}^N}{A_{-it}^T/A_{-it}^N}$$

Un schéma de pondérations équivalents est utilisé pour le calcul du coût relatif de production dans le secteur T ($\rho_{it} = \frac{W_{it}/A_{it}^T}{W_{-it}/A_{-it}^T}$) et de la part relative du pays dans la production de biens échangés ($\lambda_{it} = \frac{n_{it}p_{it}^T y_{it}^T}{n_{it}p_{it}^T y_{it}^T + n_{-it}p_{-it}^T y_{-it}^T}$)

B.2.5 Méthode

Une fois construites les séries nécessaires à la simulation, on peut se servir de la relation théorique (3.17) pour étudier l'évolution du taux de change effectif réel des pays considérés prédite par le modèle. Comme certaines de ces séries sont des indices, on utilise pour cela un équivalent de l'équation (3.17) en terme de taux de croissance. De plus, comme le montre le graphique B.1, supposer que le paramètre μ est le même partout est une hypothèse simplificatrice assez forte. Par conséquent, la simulation utilise une relation de croissance de RER dans laquelle le coefficient μ n'est pas nécessairement le même entre le pays domestique et ses partenaires ($\mu_H \neq \mu_F$). La relation exacte simulée est alors la suivante :

$$R\dot{E}R_t = (\mu_F - \mu_H) \dot{A}_F^T / \dot{A}_{Ht}^T + \mathbf{A} \dot{\lambda}_t + \mathbf{B} \dot{\rho}_t + (1 - \mu_H) \dot{B}S_t \quad (\text{B.1})$$

où $\dot{x}_t = dx/x$ est le taux de croissance de la variable x au cours de l'année t et :

$$\begin{aligned} \mathbf{A} &= \frac{\lambda}{\sigma - 1} \left(\frac{\mu_F(\phi\rho^{1-\sigma} - 1)}{\lambda\phi\rho^{1-\sigma} + (1 - \lambda)} - \frac{\mu_H(\rho^{1-\sigma} - \phi)}{\lambda\rho^{1-\sigma} + (1 - \lambda)\phi} \right) \\ \mathbf{B} &= \frac{\mu_H\rho^{1-\sigma}\lambda}{\lambda\rho^{1-\sigma} + (1 - \lambda)\phi} - \frac{\mu_F\lambda\phi\rho^{1-\sigma}}{\lambda\phi\rho^{1-\sigma} + (1 - \lambda)} + (1 - \mu_H) \end{aligned}$$

Dans la section 3.1 du chapitre 3, les résultats présentés correspondent au taux de croissance moyen prédit du taux de change réel ($R\dot{E}R = T^{-1} \sum_t R\dot{E}R_t$) résultant de :

- i) la croissance moyenne observée du double ratio des productivité ($\dot{B}S = T^{-1} \sum_t \dot{B}S_t$)
- ii) la croissance moyenne observée de la part du pays dans production mondiale de biens échangés ($\dot{\lambda} = T^{-1} \sum_t \dot{\lambda}_t$),
- iii) la croissance moyenne observée de son coût relatif de production des biens échangés ($\dot{\rho} = T^{-1} \sum_t \dot{\rho}_t$).

Cet exercice de simulation est une analyse *ceteris paribus*, supposant que toutes les variables de l'équation (B.1) en dehors de celle dont on étudie l'influence restent à leur niveau initial.

TAB. B.1 – Statistiques descriptives des séries mesurées

	Période	$\bar{\theta}_H^{(a)}$	$\bar{\mu}_H^{(b)}$	$\bar{\mu}_F^{(c)}$	$R\dot{E}R^{(d)}$	$\dot{B}S^{(e)}$	$\dot{\lambda}^{(f)}$	$\dot{\rho}^{(g)}$
Australie	88-01	1.85	17	14	0.68	-2.31	-2.16	1.54
Autriche	88-02	0.89	41	26	-0.87	0.39	9.31	-3.75
Belgique	88-02	1.07	75	26	-0.54	0.15	5.55	-1.16
Canada	88-00	3.23	33	12	-0.80	-1.42	-0.01	1.00
Rep. tchèque	95-00	0.61	59	27	4.37	1.99	4.05	1.37
Danemark	88-02	0.58	32	22	-4.00	0.75	10.30	-2.62
Finlande	88-02	0.51	29	25	-0.47	0.03	7.62	-2.64
France	88-01	6.22	22	27	-1.24	0.79	-0.25	-1.91
Allemagne	88-01	8.59	25	27	-0.83	0.47	-0.37	1.98
Grèce	95-02	0.68	24	27	2.30	-0.99	7.76	1.75
Hongrie	92-02	0.47	59	27	12.98	2.75	15.62	7.19
Italie	88-02	5.79	22	25	0.95	-0.84	3.41	0.79
Japon	88-01	13.64	7	18	-2.28	-0.89	-0.59	-1.68
Corée	89-99	2.57	44	12	2.97	3.04	1.91	-0.34
Mexique	88-01	3.23	26	12	14.94	-1.16	7.26	18.49
Pays Bas	88-02	1.65	53	27	-0.30	-0.28	5.82	-0.58
Nouvelle Zélande	89-98	0.30	9	15	-0.52	-0.72	-1.13	0.26
Norvège	88-02	0.52	28	27	-0.35	-1.79	7.46	-0.44
Pologne	92-01	1.44	27	28	15.58	5.56	4.17	8.85
Portugal	88-99	0.65	37	24	3.20	0.06	3.17	2.64
Espagne	88-01	3.18	25	25	1.07	-0.82	0.50	3.30
Suède	88-01	0.93	31	24	0.56	1.18	-0.74	-1.64
Royaume-Uni	88-02	5.73	23	28	0.83	-0.94	4.41	0.31
Etats-Unis	88-01	36.03	11	21	-1.04	1.37	-0.18	-3.63

Pour chaque pays, ces calculs sont faits en considérant le reste de l'échantillon comme un partenaire représentatif F . L'agrégation tient compte de la part de chaque partenaire dans le commerce bilatéral (exportations+importations) avec H . Les résultats sont en %.

(a) Part moyenne dans le PIB de l'échantillon.

(b)(c) Part moyenne des biens échangés dans la consommation du pays (b) et de son partenaire représentatif (c).

(d) Taux de croissance annuel moyen du taux de change réel effectif (calculé en utilisant des séries d'indices de prix à la consommation). Une valeur positive signifie qu'en moyenne le niveau des prix relatifs du pays s'est accru, ou que son taux de change réel s'est apprécié.

(e) Taux de croissance annuel moyen du double ratio des productivités : $BS = \frac{A_{tH}^T/A_{tH}^N}{A_{tF}^T/A_{tF}^N}$.

(f) Taux de croissance annuel moyen de la production de biens échangés du pays, par rapport au reste de l'échantillon : $\lambda = \frac{GDP_{tH}^T}{GDP_{tH}^T + GDP_{tF}^T}$.

(g) Taux de croissance annuel moyen du coût relatif de production du bien échangé : $\rho = \frac{W_{tH}/A_{tH}^T}{W_{tF}/A_{tF}^T}$.

B.3 Elasticité de long terme du taux de change réel

Les tableaux suivants permettent de mieux comprendre les propriétés analytiques du taux de change réel de ce modèle, à l'équilibre général. En particulier, ils fournissent pour différentes valeurs des paramètres l'élasticité du taux de change réel à un choc de 1% sur la productivité relative du pays domestique dans le secteur des biens échangés (Tableau B.2) et sur la taille relative du pays H (Tableau B.3).

TAB. B.2 – Elasticité du taux de change réel à la productivité relative de H dans le secteur T

Paramètres		$\xi_{RER}^{RelA^T(a)}$
$\sigma = 5, \tau = 1.25,$ $\theta = 0.5$	$\mu = 0.1$	0.94
	$\mu = 0.3$	0.71
	$\mu = 0.5$	0.48
	$\mu = 0.7$	0.25
	$\mu = 0.9$	0.03
$\sigma = 5, \tau = 1.25,$ $\mu = 0.7$	$\theta = 0.5$	0.25
	$\theta = 0.7$	[0.25 ; 0.28] ^(b)
	$\theta = 0.9$	[0.25 ; 0.30]
$\sigma = 5, \mu = 0.5,$ $\theta = 0.6$	$\tau = 1.05$	0.50
	$\tau = 1.15$	0.49
	$\tau = 1.25$	0.48
	$\tau = 1.35$	0.47
	$\tau = 1.45$	0.45

Une valeur positive correspond à une appréciation du taux de change du pays H .

(a) $\xi_{RER}^{RelA^T} = \frac{\partial RER}{\partial RelA^T} \frac{RelA^T}{RER}$ avec $RelA^T = A_H^T/A_F^T$. $\xi_{RER}^{RelA^T}$ mesure la sensibilité du taux de change réel à une variation de 1% de la productivité relative de H dans le secteur T .

(b) Intervalle de variation de $\xi_{RER}^{RelA^T}$ quand $RelA^T = A_H^T/A_F^T$ passe de 0.2 à 5.

TAB. B.3 – Elasticité du taux de change réel à la taille relative de H

Paramètres		$\xi_{RER}^{\theta (a)}$
$\sigma = 5, \tau = 1.25,$ Sans différentiel de productivité	$\mu = 0.1$	[0.12 ; 0.72]
	$\mu = 0.3$	[0.06 ; 0.37]
	$\mu = 0.5$	$\simeq 0$
	$\mu = 0.7$	[−0.07 ; −0.33]
	$\mu = 0.9$	[−0.13 ; −0.64]
$\sigma = 5, \mu = 0.3,$ Sans différentiel de productivité	$\tau = 1.05$	[0.02 ; 0.04]
	$\tau = 1.25$	[0.06 ; 0.37]
	$\tau = 1.45$	[0.08 ; 1.04]
	$\sigma = 5, \mu = 0.7,$ Sans différentiel de productivité	[−0.02 ; −0.04]
	$\tau = 1.25$	[−0.07 ; −0.33]
	$\tau = 1.45$	[−0.09 ; −0.85]
$\tau = 1.25, \mu = 0.3,$ $\sigma = 5$	$RelA^T = 0.5^{(b)}$	[0.06 ; 0.57]
	$RelA^T = 1$	[0.06 ; 0.37]
	$RelA^T = 2$	[0.06 ; 0.25]
	$\tau = 1.25, \mu = 0.7,$ $\sigma = 5$	[−0.06 ; −0.70]
	$RelA^T = 1$	[−0.07 ; −0.33]
	$RelA^T = 2$	[−0.06 ; −0.12]
	$RelA^T = 5$	[−0.04 ; 0.02]
$\tau = 1.25, \mu = 0.3,$ Sans différentiel de productivité	$\sigma = 3$	[0.07 ; 0.25]
	$\sigma = 5$	[0.06 ; 0.37]
	$\sigma = 7$	[0.05 ; 0.57]
	$\tau = 1.25, \mu = 0.7,$ Sans différentiel de productivité	[−0.08 ; −0.20]
	$\sigma = 5$	[−0.07 ; −0.33]
	$\sigma = 7$	[−0.05 ; −0.52]

Une valeur positive correspond à une appréciation du taux de change du pays H .

(a) Intervalle de variation de $\xi_{RER}^{\theta} = \frac{\partial RER}{\partial \theta} \frac{\theta}{RER}$ quand θ passe de 0.5 à 1.

(b) $RelA^T = A_H^T/A_F^T$ est la productivité relative de H dans le secteur des biens échangés.

B.4 Mesure de la marge extensive dans *BACI*

B.4.1 Décomposition de la croissance des importations

La décomposition de la croissance présentée dans la section 4.4.2 se fait au niveau du produit (k) pour un importateur j donné et s'écrit de la façon suivante :

$$g_{jkt} = g_{jkt}^{Int} + g_{jkt}^{Ext}$$

où

$$g_{jkt} \equiv \frac{\sum_{i \in C_{kjt}} Val_{ijkt} - \sum_{i \in C_{kjt-1}} Val_{ijkt-1}}{\sum_{i \in C_{kjt-1}} Val_{ijkt-1}}$$

est la croissance totale des importations de j en biens k au cours de la période t ,

$$g_{jkt}^{Int} \equiv \frac{\sum_{i \in C_{jk}} (Val_{ijkt} - Val_{ijkt-1})}{\sum_{i \in C_{jkt-1}} Val_{ijkt-1}}$$

est la croissance “intensive”, relative à l'ensemble C_{jk} des flux bilatéraux strictement positifs en $t - 1$ et en t ,

$$g_{jkt}^{Ext} = \frac{\sum_{i \in new} Val_{ijkt} - \sum_{i \in old} Val_{ijkt-1}}{\sum_{i \in C_{kjt-1}} Val_{ijkt-1}}$$

est la croissance “extensive”, différence entre la valeur des importations de nouvelles variétés au cours de la période t (l'ensemble $new = C_{kj} - C_{kjt}$) et celle des importations en $t - 1$ de variétés qui ne sont plus importées en t (l'ensemble $old = C_{kjt-1} - C_{kj}$).

Cette décomposition est d'abord faite année par année pour la décomposition du graphique 4.1 qui décompose la croissance totale des importations, tous secteurs et tous pays confondus :

$$\begin{aligned} g_t &\equiv \frac{\sum_j \sum_k \sum_{i \in C_{kjt}} Val_{ijkt} - \sum_j \sum_k \sum_{i \in C_{kjt-1}} Val_{ijkt-1}}{\sum_j \sum_k \sum_{i \in C_{kjt-1}} Val_{ijkt-1}} \\ g_t^{Int} &\equiv \frac{\sum_j \sum_k \sum_{i \in C_{jk}} (Val_{ijkt} - Val_{ijkt-1})}{\sum_j \sum_k \sum_{i \in C_{jkt-1}} Val_{ijkt-1}} \\ g_t^{Ext} &\equiv \frac{\sum_j \sum_k \sum_{i \in new} Val_{ijkt} - \sum_j \sum_k \sum_{i \in old} Val_{ijkt-1}}{\sum_j \sum_k \sum_{i \in C_{kjt-1}} Val_{ijkt-1}} \end{aligned}$$

Une décomposition de la croissance des importations sur la période 1994-2003 complète est également faite, qui ne considère que les données d'importations relatives à ces

deux années. C'est cette décomposition qui sert pour construire le graphique 4.2 ainsi que les résultats par secteurs du tableau B.4 ci-après.

Pour la Belgique, la Fédération Russe et le Canada, la décomposition comme le calcul du biais de mesure des prix se font sur une période différente car la période 1994-2003 n'est pas adaptée. En effet, la Belgique ne commence à déclarer son commerce auprès des Nations Unies qu'en 1995 de telle sorte que commencer l'analyse en 1994 conduirait à surestimer les effets extensifs du commerce en 1995. Par conséquent, les estimations relatives à ce pays portent sur la période 1995-2003. Le problème est le même pour la Fédération Russe qui ne commence à déclarer qu'en 1996 et pour laquelle on travaille sur la période 1996-2003. Pour le Canada, le problème est un peu différent. On n'étudie les importations de ce pays que sur la période 1994-2002 car le nombre de flux à l'import augmente de manière surprenante en 2003 dans les données canadiennes, probablement du fait de changements dans la nomenclature des produits utilisée. Travailler sur la période 1994-2003 conduirait à surestimer la croissance extensive canadienne en 2003.

Pour ne pas avoir une volatilité excessive des flux du fait de problèmes liés à la qualité des données, qui surestimerait la marge extensive, un certain nombre de traitements préalables sont opérés sur la base initiale :

- on supprime les pays pour lesquels il n'y a pas au moins 100 flux (i, k) ou (j, k) par an, ainsi que les produits présents moins de 100 fois dans la base au cours d'une année donnée,
- on ne comptabilise à la date t que des flux pour lesquels ni l'exportateur ni l'importateur n'a changé de statut de déclarant entre $t - 1$ et t . En effet, un changement de statut de déclarant peut conduire à une variation artificielle de la valeur du flux, qui biaiserait la décomposition,
- on ne considère que des couples (importateur*produit) pour lesquels on a au moins une observation en $t - 1$ et en t , c'est-à-dire que des biens qui sont importés de manière continue par le pays j . Ce traitement permet de s'affranchir des problèmes liés aux changements de nomenclature qui pourraient être comptabilisés de manière erronée comme des variétés disparues.

B.4.2 Décomposition sectorielle de la croissance des importations

Le tableau suivant présente une décomposition par secteur *sh2* de la croissance des imports en une composante extensive et une composante intensive. Les chiffres sont en %.

TAB. B.4: Décomposition de la croissance entre 1994 et 2003, par catégorie *sh2*

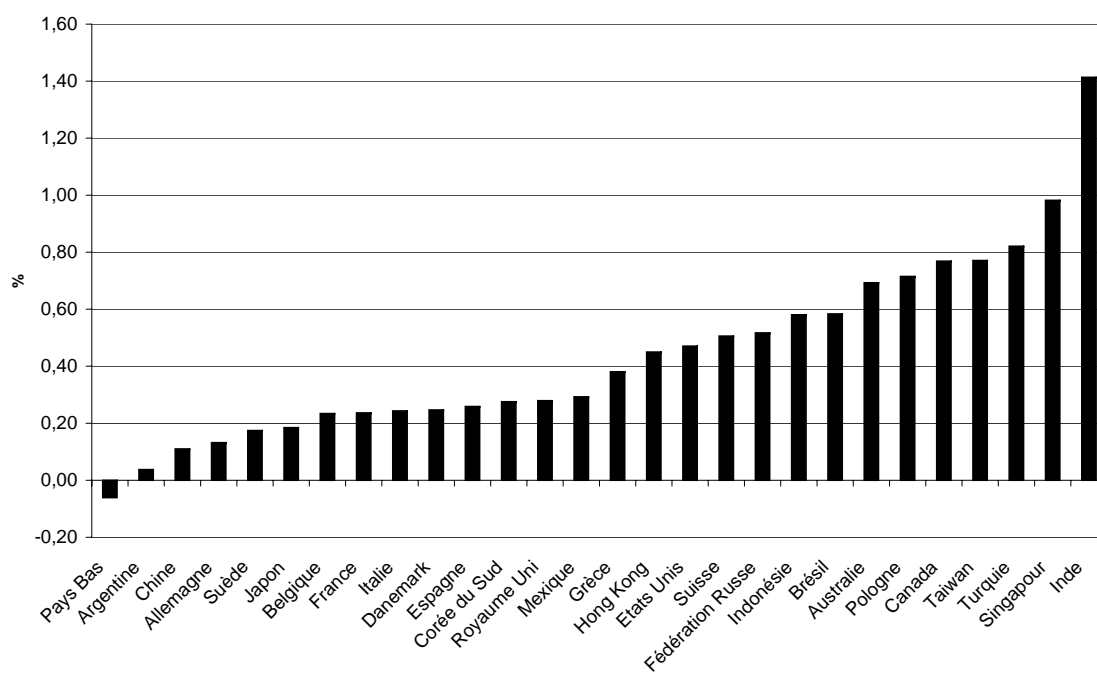
Catégorie sh2	Croissance extensive	Croissance intensive
01. Animaux vivants	-4.2	11.2
50. Soie	-1.8	-37.5
91. Horlogerie	0.4	4.7
93. Armes, munitions et accessoires	0.4	2.7
41. Peaux et cuirs	1.1	24.7
88. Navigation aérienne ou spatiale	1.2	42.8
80. Étain et ouvrages en étain	1.2	0.4
51. Laine, poils fins ou grossiers ; fils et tissus de crin	1.4	-16.2
67. Plumes et duvet apprêtés et articles	1.9	16.2
66. Parapluies, ombrelles, parasols, cannes, etc	2.1	-5.8
37. Produits photographiques ou cinématographiques	2.3	11.1
43. Pelleteries et fourrures ; pelleteries factices	2.4	26.9
06. Plantes vivantes et produits de la floriculture	2.7	59.2
95. Jouets, jeux, articles de sport	2.8	49.7
48. Papiers et cartons ; ouvrages en pâte de cellulose	3.0	55.0
53. Autres fibres textiles végétales ; fils de papier	3.2	-8.2
46. Ouvrages de sparterie ou de vannerie	3.3	34.2
05. Autres produits d'origine animale	3.3	14.8
02. Viandes et abats comestibles	3.3	27.9
11. Produits de la minoterie	3.6	17.2
42. Ouvrages en cuir (sellerie, bagagerie, etc.)	3.7	27.4
22. Boissons, liquides alcooliques et vinaigres	3.8	64.6
47. Pâte de bois ou d'autres matières cellulosiques	4.0	25.2
14. Matières à tresser et autres produits d'origine végétale	4.1	-4.1
07. Légumes, plantes et tubercules alimentaires	4.1	46.6
09. Café, thé, maté et épices	4.5	-20.1
49. Produits de l'édition, de la presse	4.7	41.3
55. Fibres synthétiques ou artificielles discontinues	4.9	-10.2
74. Cuivre et ouvrages en cuivre	4.9	26.7
45. Liège et ouvrages en liège	5.1	83.7
64. Chaussures, guêtres et articles analogues	5.1	27.9
57. Tapis et autres revêtements de sol en matières textiles	5.2	8.9
96. Ouvrages divers	5.3	31.0
03. Poissons et crustacés, mollusques	5.4	27.9

32. Extraits tannants ou tinctoriaux	5.4	49.9
87. Voitures automobiles, tracteurs, etc	5.5	80.5
10. Céréales	5.6	7.0
24. Tabacs et succédanés de tabac fabriqués	6.0	-3.3
62. Vêtements et accessoires du vêtement (sauf bonneterie)	6.3	36.4
82. Outils et outillage, en métaux communs	6.4	54.5
94. Meubles (médico-chirurgical, literie, etc.)	6.4	96.2
84. Réacteurs nucléaires, chaudières, engins mécaniques	6.5	69.1
92. Instruments de musique	7.0	27.9
69. Produits céramiques	7.0	28.8
52. Coton	7.1	15.7
16. Préparation de viandes, de poissons ou de crustacés	7.2	36.1
90. Instruments et appareils d'optique	7.3	87.8
23. Résidus et déchets des industries alimentaires	7.3	32.0
04. Laits et produits de la laiterie ; oeufs	7.4	33.0
83. Ouvrages divers en métaux communs	7.5	72.5
38. Produits divers des industries chimiques	7.6	67.6
33. Huiles essentielles et résinoïdes ; produits de parfumerie	7.6	109.2
65. Coiffures et parties de coiffures	7.7	55.2
85. Machines électriques ; appareils d'enregistrement	7.7	89.5
21. Préparations alimentaires diverses	7.7	61.4
44. Bois, charbon de bois et ouvrages en bois	7.7	20.1
39. Matières plastiques et ouvrages en ces matières	7.8	75.5
40. Caoutchouc et ouvrages en caoutchouc	7.9	58.2
78. Plomb et ouvrages en plomb	8.2	15.9
68. Ouvrages en pierres, plâtre ou matières analogues	8.9	44.8
79. Zinc et ouvrages en zinc	9.0	29.4
35. Matières albuminoïdes	9.1	63.7
73. Ouvrages en fonte, fer ou acier	9.2	55.5
34. Savons, agents de surface organiques	9.3	83.9
08. Fruits comestibles ; écorces d'agrumes ou de melons	9.4	43.5
76. Aluminium et ouvrages en aluminium	9.5	60.3
20. Préparations de légumes, de fruits	9.6	40.0
19. Préparations à base de céréales, de féculs ou de lait	9.8	82.4
17. Sucres et sucreries	10.4	17.1
28. Produits chimiques inorganiques	10.6	38.8
15. Graisses et huiles animales ou végétales	10.6	48.2
13. Gommés, résines et autres sucs et extraits végétaux	10.7	42.2

25. Sel ; soufre ; terres et pierres ; plâtres, chaux et ciments	11.0	18.1
70. Verre et ouvrages en verre	11.2	58.1
59. Tissus imprégnés, enduits, recouverts ou stratifiés	11.3	38.6
56. Ouates, feutres, et non-tissés ; articles de corderie	11.3	44.8
60. Étoffes de bonneterie	11.3	54.5
61. Vêtements et accessoires du vêtement, en bonneterie	11.4	69.5
30. Produits pharmaceutiques	11.4	275.1
54. Filaments synthétiques ou artificiels	12.0	3.6
58. Tissus spéciaux, dentelles, tapisseries, etc	12.1	40.2
18. Cacao et ses préparations	12.7	58.5
63. Autres articles textiles confectionnés	12.8	74.0
26. Minerais, scories et cendres	13.9	41.9
36. Poudres et explosifs ; articles de pyrotechnie	14.9	40.3
72. Fonte, fer et acier	15.6	50.2
71. Perles fines ou de culture, métaux précieux ; monnaies	16.7	52.8
29. Produits chimiques organiques	16.9	76.6
97. Objets d'art, de collection ou d'antiquité	17.3	16.8
31. Engrais	19.3	25.0
12. Oléagineux ; Plantes médicinales ; Paille et fourrage	20.6	37.6
86. Matériel pour voies ferrées ou similaires	22.3	28.2
81. Autres métaux communs ; cermets	23.5	40.0
27. Combustibles minéraux, huiles minérales	26.0	111.9
75. Nickel et ouvrages en nickel	32.2	101.5
89. Navigation maritime ou fluviale	37.2	21.7

B.5 Compléments sur le biais de mesure des prix

Dans cette section sont fournis des résultats complémentaires concernant l'estimation des élasticités sectorielles de substitution pour chaque pays importateur (tableau B.5), des biais sectoriels de mesure des prix (tableau B.6) et des biais agrégés de mesure des prix (tableaux B.7 et B.8 et graphique B.3)

FIG. B.3 – Biais annuel de mesure des prix, en % pour $\sigma_{jk} = 2.66, \forall j, k$ 

TAB. B.5 – Statistiques descriptives sur les élasticités de substitution estimées sur la période 1994-2003

Importateur	Nb de secteurs	Elasticité de substitution				
		Moyenne	Moyenne pondérée ^(a)	P10	Médiane	P90
Allemagne	3671	17.9	17.7	2.3	6.0	31.9
Argentine	455	14.8	50.7	2.1	6.4	37.0
Australie	1333	23.3	35.4	1.8	5.7	50.9
Belgique ^(b)	2939	15.0	15.0	1.9	5.5	35.2
Brésil	1042	14.6	18.3	2.1	5.3	31.7
Canada ^(c)	2613	22.9	31.6	2.0	6.0	54.6
Chine	2369	15.1	16.5	2.1	5.1	35.2
Corée du Sud	1779	14.3	19.1	2.0	4.8	30.4
Danemark	1618	17.2	21.2	2.1	5.8	37.0
Espagne	2997	17.0	21.1	2.0	5.1	34.5
Etats-Unis	3419	17.9	16.6	2.2	5.8	40.8
Fédération Russe ^(d)	1680	34.3	18.6	2.6	7.4	49.5
France	3696	15.7	15.8	1.8	5.0	37.0
Grèce	1317	16.4	28.4	2.3	7.6	35.0
Hong Kong	2526	28.1	16.7	2.0	5.0	39.4
Inde	713	17.8	27.9	2.2	4.6	20.6
Indonésie	1250	16.1	16.0	2.7	10.0	35.2
Italie	3059	23.4	23.4	2.5	6.7	41.2
Japon	3136	19.5	21.0	2.8	9.5	33.7
Mexique	2984	15.2	14.4	2.7	10.8	31.3
Pays Bas	3102	18.9	16.7	2.2	5.2	31.9
Pologne	1334	16.9	15.9	1.8	5.4	38.8
Royaume Uni	3438	17.5	20.9	2.3	5.6	35.2
Singapour	1645	17.3	12.6	2.1	5.5	40.8
Suède	1936	17.9	19.0	2.3	7.7	45.0
Suisse	2604	17.3	20.0	2.1	5.8	37.0
Taiwan	1664	15.0	16.8	2.0	4.9	35.2
Turquie	1022	15.6	21.2	2.2	5.4	30.4
Moyenne		18.3	21.0	2.2	6.2	38.9
BW SITC-5, 90-01	2731	5.6		1.6	2.7	9.7

^(a) Elasticité moyenne, pondérée par la valeur totale des importations de bien k sur l'ensemble de la période.

^{(b),(c),(d)} Période d'estimation : 1995-2003 (b), 1994-2002 (c), 1996-2003 (d).

TAB. B.6 – Statistiques descriptives sur les ratios $\lambda_{kj}/\lambda_{kj-1}$ entre 1994 et 2003

Importateur	Nb de secteurs	<i>sh6</i>	dont <i>sh4</i>	<i>sh2</i>	Moyenne pondérée ^(a)	P5	Médiane	P95
Allemagne	3753	3633	112	8	0.98	0.63	0.99	1.46
Argentine	503	361	71	71	0.95	0.28	1.02	5.92
Australie	1465	1253	167	45	0.90	0.29	0.95	2.13
Belgique ^(b)	3026	2853	151	22	0.96	0.54	0.98	1.53
Brésil	1117	919	131	67	0.88	0.28	0.93	2.29
Canada ^(c)	2773	2605	146	22	0.82	0.38	0.98	1.58
Chine	2530	2336	165	29	0.94	0.28	0.94	1.64
Corée du Sud	1944	1737	176	31	0.93	0.32	0.96	1.75
Danemark	1720	1530	150	40	0.93	0.44	0.99	2.15
Espagne	3118	2969	126	23	0.94	0.45	0.97	1.58
Etats-Unis	3504	3395	95	14	0.91	0.43	0.98	1.33
Fédération Russe ^(c)	1815	1641	125	49	0.92	0.33	0.98	2.72
France	3772	3652	110	10	0.96	0.60	0.98	1.47
Grèce	1372	1205	118	49	0.97	0.33	0.95	1.73
Hong Kong	2737	2556	154	27	0.87	0.41	0.99	2.21
Inde	838	645	125	68	0.69	0.11	0.83	2.28
Indonésie	1301	1106	141	54	0.86	0.23	0.95	2.35
Italie	3177	3026	135	16	0.95	0.50	0.98	1.66
Japon	3188	3017	155	16	0.96	0.44	0.99	1.72
Mexique	3015	2833	159	23	0.90	0.35	0.96	1.47
Pays Bas	3231	3062	150	19	1.00	0.49	0.99	1.79
Pologne	1432	1250	132	50	0.86	0.31	0.92	1.93
Royaume Uni	3574	3435	129	10	0.94	0.50	0.98	1.69
Singapour	1787	1592	159	36	0.85	0.34	0.97	2.10
Suède	2080	1900	141	39	0.97	0.51	0.98	2.46
Suisse	2692	2502	164	26	0.87	0.55	0.99	1.74
Taiwan	1794	1575	177	42	0.84	0.33	0.97	2.32
Turquie	1133	957	120	56	0.88	0.20	0.88	1.96
Moyenne					0.91	0.39	0.96	2.03
BW SITC5, 90-01	1927					0.27	0.97	2.82

^(a) Moyenne géométrique, pondérée par la valeur totale des importations de chaque secteur k en 2003.

^{(b),(c),(d)} Périodes d'estimation : 1995-2003 (b), 1994-2002 (c), 1996-2003 (d).

TAB. B.7 – Biais agrégé de mesure des prix sur la période 1994-2003

Importateur	$IPC/IFE^{(a)}$ 94-03	Biais Annuel (%)	Biais annuel (%) pour			
			$\sigma = 2$	$\sigma = 2.66$	$\sigma = 5$	$\sigma = 8$
Allemagne	1.005	0.06	0.22	0.13	0.05	0.03
Argentine	1.000	0.00	0.06	0.04	0.02	0.01
Australie	1.013	0.15	1.15	0.69	0.29	0.16
Belgique	1.006	0.07	0.39	0.23	0.10	0.06
Brésil	1.074	0.80	0.97	0.58	0.24	0.14
Canada	1.027	0.33	1.28	0.77	0.32	0.18
Chine	1.013	0.15	0.18	0.11	0.05	0.03
Corée	1.006	0.07	0.46	0.28	0.11	0.07
Danemark	1.008	0.09	0.41	0.25	0.10	0.06
Espagne	1.012	0.13	0.43	0.26	0.11	0.06
Etats Unis	1.018	0.20	0.78	0.47	0.19	0.11
Fédération Russe	1.012	0.16	0.86	0.52	0.21	0.12
France	1.013	0.15	0.39	0.24	0.10	0.06
Grèce	1.008	0.09	0.63	0.38	0.16	0.09
Hong Kong	1.038	0.41	0.75	0.45	0.19	0.11
Inde	1.042	0.46	2.36	1.41	0.58	0.33
Indonésie	1.019	0.20	0.97	0.58	0.24	0.14
Italie	1.008	0.09	0.40	0.24	0.10	0.06
Japon	1.006	0.07	0.31	0.18	0.08	0.04
Mexique	1.005	0.05	0.49	0.29	0.12	0.07
Pays Bas	0.998	-0.02	-0.10	-0.06	-0.03	-0.01
Pologne	1.029	0.32	1.19	0.72	0.30	0.17
Royaume Uni	1.008	0.09	0.46	0.28	0.12	0.07
Singapour	1.061	0.66	1.64	0.98	0.41	0.23
Suède	1.011	0.13	0.29	0.17	0.07	0.04
Suisse	1.011	0.12	0.84	0.51	0.21	0.12
Taiwan	1.040	0.43	1.28	0.77	0.32	0.18
Turquie	1.022	0.24	1.37	0.82	0.34	0.19
Moyenne ^(b)	0.982	0.20	0.73	0.44	0.18	0.10
BW,90-01	0.950	0.47				

(a) Ratio de l'indice de prix "exact" sur l'indice de prix "conventionnel" (qui ne tient pas compte des changements dans l'offre de variétés disponibles dans le pays considéré) en 2003 si 1994 est l'année de base. Exceptions : Belgique (année de base=1995), Fédération Russe (année de base=1996) et Canada (indice de prix en 2002). Le ratio de 1.013 obtenu pour l'Australie signifie que négliger les variations de l'offre de variétés conduit à surestimer le prix à l'importation de 1.3% sur la période 1994-2003. Ces chiffres sont annualisés dans la colonne "Biais Annuel" en utilisant la formule suivante : $Biais_{jt}^{an} = 100 * \left(\frac{IPC}{IFE}^{1/n} - 1 \right)$. Ainsi, en Australie, l'effet prix annuel est de .15% de l'indice de prix conventionnel.

(b) Résultats moyens entre pays : Moyenne géométrique des biais IPC/IFE , moyenne arithmétique pour les biais en %.

TAB. B.8 – Biais de mesure du taux de change réel vis-à-vis des Etats-Unis sur la période 1994-2003

Pays Importateur	g_{BR} (%)	g_{PIRC} (%)	g_{PIRE} (%)
Allemagne	-1.3	-7.6	-6.4
Argentine	-1.8	-14.8	-13.2
Australie	-0.5	-7.4	-6.9
Belgique	-1.2	14.9	16.3
Brésil	5.2	29.0	22.6
Canada	1.1	2.5	1.4
Chine	-0.5	.	.
Corée	-1.2	-13.7	-12.7
Danemark	-1.0	5.9	7.0
Espagne	-0.7	2.1	2.8
Fédération Russe	-0.4	.	.
France	-0.5	-10.3	-9.8
Grèce	-1.0	5.4	6.5
Hong Kong	1.9	-12.8	-14.4
Inde	2.3	12.3	9.8
Indonésie	0.0	.	.
Italie	-1.0	19.2	20.4
Japon	-1.2	-7.7	-6.6
Mexique	-1.4	.	.
Pays Bas	-2.0	3.8	5.9
Pologne	1.0	4.8	3.8
Royaume Uni	-1.0	-2.7	-1.7
Singapour	4.0	-7.9	-11.4
Suède	-0.7	11.7	12.5
Suisse	-0.7	0.3	1.0
Taiwan	2.0	.	.
Turquie	0.3	-95.8	-95.8

Pour chaque pays importateur, la première colonne (g_{BR}) donne l'erreur de mesure cumulée de son prix relatif à l'importation par rapport aux Etats-Unis, calculé par une méthode "conventionnelle". Cette erreur correspond au ratio IPC/IPE de la première colonne du tableau précédent, en pourcentage de celui des Etats-Unis : $g_{BR} = 100 * \left(\frac{IPC/IPE}{IPC^{US}/IPE^{US}} - 1 \right)$. Une valeur négative signifie que négliger les variations de l'offre de variétés conduit à sous-estimer le prix à l'importation relatif du pays considéré. Pour se faire une idée de l'ampleur de cette erreur, la deuxième colonne (g_{PIRC}) donne le taux de croissance observé du prix à l'importation relatif "conventionnel" sur la période 1994-2003, calculé à partir des séries d'indices de valeurs unitaires du FMI (Source : *International Financial Statistics*) : $g_{PIRC} = 100 * \left(\frac{IPC}{IPE^{US}} - 1 \right)$. Enfin, la troisième colonne (g_{PIRE}) est le taux de croissance "exact" du prix relatif à l'importation défini de la manière suivante : $g_{PIRE} = 100 * \left(\frac{1-g_{PIRC}}{1-g_{BR}} - 1 \right)$.

Troisième partie

IMPACT DES RIGIDITÉS SALARIALES SUR L'ATTRACTIVITÉ ET L'INVESTISSEMENT INTERNATIONAL

Chapitre 5

Législation sur le salaire minimum et choix de localisation des firmes

5.1 Introduction

¹ Les législations relatives au fonctionnement du marché du travail, notamment celles concernant le salaire minimum, font l'objet de nombreux débats dans les milieux politiques et économiques. Du point de vue politique, l'ajustement du salaire minimum est une proposition récurrente des programmes électoraux². Le taux minimum légal de rémunération du travail est en effet un des instruments les plus flexibles des politiques publiques de redistribution³. Les hausses de salaire minimum ne sont cependant pas plé-

¹Les deux prochains chapitres sont issus d'un travail joint avec Lise Patureau (THEMA, Université de Cergy-Pontoise).

²La hausse du salaire minimum fédéral était ainsi un des éléments du programme des démocrates lors des élections de novembre 2006 qui ont conduit à un basculement de la Chambre des représentants et du Sénat en leur faveur.

³Cette flexibilité explique la fréquence des ajustements de salaires minimums, notamment aux Etats Unis (hausse du salaire minimum fédéral en 1990, 1991 et 1997 et nombreux ajustements intermédiaires des salaires spécifiques à chaque état). Au Royaume Uni, le salaire minimum a été rétabli en 2000 après sa suppression en 1993. En France, le SMIC est régulièrement ajusté au-delà du minimum légal

biscitées par tous les acteurs économiques avec le même enthousiasme. En particulier, les entrepreneurs ont tendance à critiquer leur impact négatif en terme de compétitivité. La portée de cet argument s'est accrue au cours de la période récente, du fait de l'émergence de pays à bas salaires qui accentue les pressions concurrentielles sur les marchés internationaux. Dans le contexte actuel de mondialisation économique, les gouvernements, soucieux de maintenir un tissu productif dense sur le territoire national et d'attirer les flux d'investissement étranger, sont donc partagés entre la tentation d'augmenter le salaire minimum pour soutenir le pouvoir d'achat des travailleurs et les risques qu'une telle politique engendre en terme d'attractivité.

Jusqu'ici, les débats économiques se sont principalement concentrés sur la question de l'impact du salaire minimum sur l'emploi, ce qui a donné lieu à de très nombreuses études théoriques et empiriques en économie du travail⁴. En revanche, à quelques exceptions près, les travaux sur les déterminants de la compétitivité internationale se sont assez peu intéressés à l'impact des institutions du marché du travail sur l'attractivité des territoires nationaux. Dans la mesure où ces questions sont entrées dans les débats de politique économique, il paraît pourtant important d'offrir aux autorités politiques un cadre analytique rigoureux et des faits stylisés permettant d'appréhender l'impact des ajustements de salaire minimum sur l'attractivité nationale. Les deux prochains chapitres tentent d'apporter des réponses à ces questions.

De nombreux articles d'économie du travail étudient l'impact du salaire minimum sur l'équilibre macroéconomique et l'emploi. Ainsi, le modèle néo-classique prédit-il un effet négatif du fait de la baisse de la demande de travail que ce type de rigidités salariales engendre. Cependant, il est possible d'obtenir la prédiction inverse lorsqu'on tient

(correspondant au taux de croissance de l'indice de coût de la vie).

⁴cf. le manuel de Cahuc & Zylberberg (2004) pour une revue de la littérature et les *surveys* empiriques de Dolado, Felgueroso & Jimeno (2000) et Neumark & Wascher (2006).

compte des imperfections du marché du travail⁵. Au niveau empirique, les résultats sont également ambigus : tandis que l'étude de diverses expériences naturelles ne permet pas de mettre en évidence de lien significatif entre les chocs de salaire minimum et l'emploi⁶, l'impact négatif semble assez robuste dans les travaux sur données individuelles (Kramarz & Philippon (2001), Cardoso & Portugal (2001) et Laroque & Salanié (1999)). Cependant, s'ils permettent d'avoir une idée de l'impact du salaire minimum à structure productive donnée, les résultats de l'économie du travail négligent complètement l'effet du salaire minimum sur les décisions d'entrée des firmes sur les marchés nationaux. Par conséquent, ces modèles ne permettent pas d'étudier l'effet des législations sur l'attractivité relative des économies nationales et les flux d'investissement internationaux.

Sur ces questions, l'idée communément admise est que le salaire minimum, en augmentant le coût du travail non-qualifié, réduit la compétitivité des entreprises nationales et conduit à une perte d'attractivité pour le pays. Cependant, cet argument ne tient compte que de l'aspect "coût" du salaire minimum et n'intègre pas son impact sur la demande agrégée. Pourtant, un des principaux arguments en faveur des législations sur le salaire minimum concerne son rôle redistributif : le salaire minimum permet de maintenir le pouvoir d'achat des travailleurs les moins qualifiés, segment du marché du travail particulièrement vulnérable dans un contexte de globalisation et de progrès technique biaisé en faveur du travail qualifié⁷. Or, les travaux récents en commerce international suggèrent que le niveau de la demande globale est un élément crucial pour expliquer la répartition spatiale de la production et les flux d'investissement direct étranger (IDE

⁵cf. Bhaskar & To (1999) dans un modèle de concurrence oligopolistique, Cahuc & Zylberberg (1999) dans un modèle de recherche d'emploi, Manning (1995) dans un cadre avec salaire d'efficience ou Cahuc & Michel (1996) dans un modèle à générations imbriquées.

⁶cf. Card & Krueger (1994) dans le cas américain, Machin & Manning (1996) pour le Royaume-Uni, et Dolado, Kramarz, Machin, Manning, Margolis & Teulings (1996) sur différents pays européens.

⁷cf. la revue de littérature de Dolado et al. (2000) et les évidences empiriques de Biscourp & Kramarz (2003) pour la France. Alesina & Zeira (2006) s'intéressent quant à eux à l'endogénéité du progrès technique aux législations régulant le fonctionnement du marché du travail.

dans ce qui suit)⁸. L'effet du salaire minimum sur la consommation des travailleurs peu qualifiés pourrait donc avoir un impact positif sur l'attractivité nationale, contrebalançant partiellement son impact négatif sur les coûts.

Pour le montrer, un cadre d'économie géographique est parfaitement adapté. En effet, cette littérature permet d'étudier les choix de localisation des entreprises et la répartition internationale de la production en comparant l'impact de facteurs ricardiens en terme de coûts de production et de déterminants liés aux écarts de demande agrégée. Ce type de modélisation permet donc de mettre en évidence l'influence des écarts internationaux de salaire minimum sur la répartition spatiale des firmes et l'IDE, en tenant compte des canaux de transmission par les coûts de production et par la demande.

Pourtant, cette littérature suppose généralement un marché du travail concurrentiel, sans rigidité salariale⁹. Il existe cependant des exceptions qui étudient les mécanismes d'agglomération sur des marchés du travail imparfaitement concurrentiels. C'est le cas notamment d'Amiti & Pissarides (2005) dans un modèle d'appariement, de Costenot (2006) dans un cadre avec recherche d'emploi et de Picard & Toulemonde (2006) dans un modèle avec négociations salariales. Plus proche de la problématique de ce chapitre, Picard & Toulemonde (2000) étudient l'impact sur la localisation des firmes des législations relatives au salaire minimum. Pour cela, ils introduisent des rigidités nominales dans un modèle inspiré des Nouvelles Théories du Commerce International. Cependant, l'analyse est faite en équilibre partiel ce qui ne permet pas d'intégrer l'impact sur la demande agrégée de politiques visant à maintenir le pouvoir d'achat des travailleurs peu

⁸cf. le manuel de Combes et al. (2006) pour une revue de la littérature théorique et empirique en économie géographique et celui de Barba Navaretti & Venables (2004) sur le comportement des firmes multinationales et l'investissement direct étranger.

⁹Des imperfections sur le marché du travail sont parfois introduites dans le modèle ricardien de commerce, notamment chez Davis (1998) ou Davidson, Martin & Matusz (1999). Cependant, la problématique est alors un peu différente puisque ces modèles s'interrogent sur l'effet de telles imperfections sur les flux commerciaux. Matusz (1996) introduit quant à lui des éléments de la théorie du salaire d'efficience à un cadre de concurrence monopolistique mais néglige les choix de localisation des firmes.

qualifiés.

Le modèle présenté dans ce chapitre se propose d’aller plus loin dans cette direction, en intégrant à l’analyse des choix de localisation des entreprises le double impact du salaire minimum sur les coûts de production et sur la demande globale. Pour cela, on étudie l’effet d’un ajustement de salaire minimum sur la localisation de l’IDE de type horizontal¹⁰ dans un modèle de commerce avec rigidités salariales. En effet, dans la mesure où ce type d’investissement s’explique par des motifs d’accès aux marchés de consommation finale, les effets de demande liés aux politiques de salaire minimum devraient être particulièrement prononcés dans ce cadre¹¹. En outre, les travaux empiriques (notamment Markusen & Maskus (2002)) suggèrent que les flux d’IDE horizontal sont majoritaires dans le total des flux d’investissement internationaux, malgré une tendance à la hausse de la part des flux de type vertical (Hanson, Malatoni & Slaughter (2001), Slaughter (2003)).

Dans ce cadre, on met en évidence un double effet du salaire minimum sur les choix de localisation des entreprises. D’une part, les écarts de législation conduisent à des différentiels de coûts de production qui favorisent une concentration de la production dans les pays où le salaire minimum est relativement faible. Néanmoins, dès lors que la substitutabilité entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés n’est pas trop forte, le salaire minimum a un effet positif sur la demande agrégée. La consommation des travailleurs

¹⁰Les modèles d’économie internationale distinguent généralement deux types d’investissement direct étranger. L’investissement dit “horizontal” vise à servir les marchés étrangers en produisant localement plutôt qu’en passant par les marchés à l’exportation. Dans ce cas, tout ou partie du processus productif est dupliqué sur chacun des marchés sur lesquels la firme multinationale se positionne. Au contraire, on parle d’investissement “vertical” lorsque la firme minimise ses coûts de production en localisant différentes étapes du processus productifs dans plusieurs pays (typiquement, les étapes intensives en travail dans le Sud et les étapes intensives en capital dans le Nord).

¹¹Strauss-Kahn (2005) étudie au contraire l’impact des rigidités salariales affectant le marché du travail des non-qualifiés sur l’IDE vertical. Son modèle lui permet donc d’expliquer le phénomène de délocalisation de la production intensive en travail non-qualifié vers les pays à bas salaires. La question des délocalisations n’est pas l’objet du modèle présenté dans ce qui suit.

dont le revenu est soutenu par une législation sociale généreuse constitue alors un facteur d'attractivité contrebalançant partiellement l'effet négatif de compétitivité. Dans un contexte d'intégration accrue des marchés de biens et services, on montre cependant que l'effet négatif de compétitivité tend à se renforcer au détriment de l'effet demande. Cette modification de l'équilibre des effets compétitivité et demande pourrait expliquer l'intensification dans les débats de politique économique des critiques vis-à-vis des réglementations affectant le fonctionnement du marché du travail et de leur impact sur l'attractivité nationale. Le cadre analytique étudié permet enfin une analyse en terme de bien-être des politiques de salaire minimum. Celle-ci montre que l'effet est toujours négatif pour le pays au salaire minimum relativement élevé du fait de l'impact de ces rigidités sur les prix agrégés, renforcés dans certains cas par la perte d'attractivité.

La suite de ce chapitre est organisée de la manière suivante. Les principales hypothèses du modèle et les étapes de la résolution sont détaillées dans les sections 5.2 et 5.3. Dans le paragraphe 5.4, on étudie l'impact d'une hausse unilatérale du salaire minimum du pays domestique sur les choix de localisation des firmes et sur le bien-être. Enfin, la section 5.5 résume les principaux résultats, qui feront l'objet d'une analyse empirique dans le chapitre 6.

5.2 Cadre d'analyse

On se situe dans un cadre à deux pays, le pays domestique et le pays étranger, les variables relatives au pays étranger étant identifiées au moyen d'une astérisque. Le pays domestique (étranger) est peuplé de \bar{L} (\bar{L}^*) travailleurs non-qualifiés et \bar{Q} (\bar{Q}^*) travailleurs qualifiés. Chaque travailleur offre une unité de travail sur un marché natio-

nal¹². Cette hypothèse implique que l’offre agrégée de travail est exogène ce qui permet de restreindre l’analyse à l’impact des choix de localisation des firmes sur la demande de travail¹³. Les travailleurs se différencient uniquement par leur productivité, celle des travailleurs non-qualifiés (a_L) étant inférieure à celle des travailleurs qualifiés (a_Q). Pour simplifier et contrairement au modèle du chapitre 3, on suppose que ces niveaux de productivité sont les mêmes partout ($a_L = a_L^*$ et $a_Q = a_Q^*$) ce qui n’affecte en rien les résultats puisque c’est le coût unitaire du travail non-qualifié (i.e. le ratio salaire minimum sur productivité du travail) qui influence la localisation des entreprises à l’équilibre.

Dans ce qui suit, on préserve l’hypothèse d’agent représentatif en considérant que tous les travailleurs d’un pays font partie d’une même “famille”. Dans chaque famille, un consommateur représentatif collecte les revenus du travail et consomme. Cette hypothèse restreint l’analyse aux effets des chocs de salaire minimum sur le bien-être **agrégé**, éludant toute question relative à son impact sur les inégalités intra-nationales. Les questions relatives à l’impact redistributif du salaire minimum font l’objet de nombreuses discussions en économie du travail¹⁴ sur lesquelles on ne revient pas ici puisqu’on s’intéresse spécifiquement à l’impact du salaire minimum sur les choix de localisation des entreprises, i.e. à un effet d’offre.

Les marchés du travail fonctionnent de manière concurrentielle et définissent un ni-

¹²Comme dans le modèle du chapitre 3, on suppose ici que les travailleurs sont parfaitement mobiles entre secteurs mais ne peuvent migrer d’un pays à l’autre. En outre, les travailleurs qualifiés ne peuvent être embauchés pour effectuer une tâche non-qualifiée comme dans le modèle de Belan, Carré & Grégoir (2006) dans lequel le marché du travail des qualifiés conduit à du chômage frictionnel. Dans le modèle de ce chapitre, le salaire minimum conduit au contraire à du chômage classique.

¹³Les effets du salaire minimum sur l’offre de travail occupent une place importante de la littérature en économie du travail. Ici, on néglige cependant cet aspect pour se concentrer sur l’impact des rigidités salariales sur la demande de travail dans un cadre avec endogénéité de la structure productive. Endogénéiser l’offre de travail en tenant compte de l’arbitrage consommation/loisir des ménages pourrait, à l’avenir, être une extension intéressante de ce modèle.

¹⁴cf. par exemple le modèle de Belan et al. (2006) qui étudie l’efficacité de différents instruments de taxation sur un marché du travail dual.

veau de salaire d'équilibre pour chaque type de travailleurs (w_Q, w_L, w_Q^*, w_L^*). Cependant, la législation sur le salaire minimum impose une contrainte inférieure sur le niveau des salaires d'équilibre : les gouvernements nationaux fixent une valeur seuil (\underline{w} et \underline{w}^* en unités de numéraire) en-dessous de laquelle les entreprises ne sont pas autorisées à payer leurs salariés. Dès lors que le salaire minimum est supérieur au salaire concurrentiel, le marché du travail n'est pas équilibré et certains individus sont au chômage. L'ampleur du chômage, qui lui-même dépend de la contrainte de salaire minimum, influence alors la demande agrégée à l'équilibre et la répartition spatiale des entreprises¹⁵.

Dans chaque pays, l'agent représentatif consomme deux types de biens, un bien homogène et un bien différencié. Comme dans la plupart des modèles d'économie géographique, on suppose que le bien homogène est produit avec une technologie à rendements constants dans un environnement concurrentiel et échangé sur un marché mondial parfaitement intégré¹⁶. Dans la suite, le bien homogène est utilisé comme numéraire. Dans le secteur produisant le bien différencié, des entreprises en concurrence monopolistique produisent chacune leur propre variété avec une technologie à rendements croissants ; la production est ensuite vendue dans l'un ou l'autre des pays, avec un coût supplémentaire de transport dans le cas d'un échange international. Comme le montre Krugman (1991), l'effet combiné des rendements croissants et des coûts à l'échange international fait de la demande agrégée émanant de chaque marché un élément-clé des choix de localisation

¹⁵Dans ce modèle, on n'introduit pas de système public d'assurance-chômage, ce qui suppose implicitement que la redistribution se fait au sein de chaque "famille". Alternativement, on aurait pu introduire des allocations-chômage financées par une taxe forfaitaire sur les travailleurs, sans que cela n'affecte le comportement du consommateur représentatif. En revanche, avec une offre de travail endogène, il serait intéressant d'introduire un système d'allocation-chômage puisque les taxes sur les salaires auraient des effets distorsifs sur l'offre de travail. Ces questions sont cependant laissées de côté pour le moment.

¹⁶Dans les nouveaux modèles de commerce, les hypothèses simplificatrices concernant le secteur des biens homogènes (concurrence parfaite et intégration des marchés internationaux) facilitent la résolution puisqu'elles impliquent que la loi du prix unique est respectée dans ce secteur ce qui conduit à une égalisation du prix des facteurs. En l'occurrence, ces hypothèses conduisent à un salaire des qualifiés exogène.

des entreprises. Dans la mesure où la demande agrégée dépend elle-même du salaire minimum, ce cadre d'analyse permet donc d'intégrer l'impact sur l'attractivité de la hausse du pouvoir d'achat des travailleurs payés au salaire minimum.

La structure productive du secteur en rendements croissants est endogène. Dans ce qui suit, on note $[0 ; n]$ l'intervalle sur lequel est défini l'ensemble des variétés h produites par les firmes du pays domestique tandis que les variétés étrangères (indexées par f) sont définies sur $[0 ; n^*]$. Le nombre total de variétés à l'équilibre et la répartition spatiale des producteurs sont déterminés sous l'hypothèse de libre-entrée : de nouvelles firmes entrent sur un marché national dès lors que la production leur permet de dégager un profit opérationnel au moins suffisant pour couvrir le coût fixe de production, fixé à F unités de bien homogène.

5.2.1 Programme des ménages

Pour maintenir l'hypothèse d'agent représentatif, on suppose que tous les travailleurs d'un pays font partie d'une même famille comprenant un consommateur représentatif. Sous cette hypothèse, on peut déterminer la demande agrégée à l'optimum du consommateur représentatif disposant du revenu national tiré de la production. Dans ce qui suit, on ne détaille que le programme du consommateur domestique, la situation étant symétrique à l'étranger.

L'utilité est une fonction croissante de la consommation des deux types de biens. Comme chez Strauss-Kahn (2005), on suppose la spécification Cobb-Douglas suivante :

$$U(C_X, C_Z) = C_X^\mu C_Z^{1-\mu} \quad 0 < \mu < 1 \quad (5.1)$$

C_Z est la consommation domestique de bien homogène Z et C_X un agrégat de l'ensemble

des variétés consommées du bien différencié :

$$C_X = \left[\int_0^n c(h)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dh + \int_0^{n^*} c(f)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} df \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

où $\sigma > 1$ est l'élasticité de substitution entre les variétés du bien X .

Pour acheter les biens de consommation, le consommateur représentatif utilise les revenus du travail et les profits résiduels des entreprises (Π). Le revenu du ménage domestique, en unités de numéraire, se décompose de la manière suivante :

$$I = w_Q Q + \underline{w} L + \Pi$$

où Q est l'emploi total des travailleurs qualifiés, L la demande de travail non-qualifié et w_Q le salaire d'équilibre des travailleurs qualifiés. Dès lors que le salaire minimum n'est pas contraignant sur le marché des travailleurs qualifiés (*i.e.* $w_Q > \underline{w}$), comme on le suppose dans ce qui suit, ce segment du marché est équilibré à long terme : $Q = \bar{Q}$. En revanche, on suppose que les dotations en travail non-qualifié sont telles que ce segment du marché du travail est en déséquilibre étant donné la contrainte du salaire minimum¹⁷ : $L \neq \bar{L}$. Enfin, les profits résiduels sont nuls à long terme quand l'accès des firmes au marché national de bien différencié est libre.

Sous ces hypothèses, la contrainte budgétaire du consommateur représentatif s'écrit :

$$\int_0^n p(h)c(h)dh + \int_0^{n^*} p(f)c(f)df + C_Z \leq w_Q \bar{Q} + \underline{w} L \quad (5.2)$$

où $p(h)$ et $p(f)$ sont les prix domestiques (en numéraire) des variétés respectivement produites localement et à l'étranger.

¹⁷On suppose donc que le salaire minimum exogène est supérieur au salaire d'équilibre des non-qualifiés.

La maximisation de l'utilité (5.1) du consommateur représentatif sous sa contrainte budgétaire (équation (5.2)) permet d'obtenir les fonctions de demande à l'optimum :

$$C_Z = (1 - \mu)I \quad (5.3)$$

$$C_X = \mu \frac{I}{P_X} \quad (5.4)$$

$$c(h) = \left(\frac{p(h)}{P_X} \right)^{-\sigma} C_X, \quad h \in [0; n] \quad (5.5)$$

$$c(f) = \left(\frac{p(f)}{P_X} \right)^{-\sigma} C_X, \quad f \in [0; n^*] \quad (5.6)$$

avec P_X l'indice de prix d'une unité de l'agrégat de bien différencié C_X :

$$P_X = \left[\int_0^n p(h)^{1-\sigma} dh + \int_0^{n^*} p(f)^{1-\sigma} df \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

5.2.2 Programme des firmes

5.2.2.1 Le secteur du bien homogène

Le secteur produisant le bien homogène est parfaitement concurrentiel et intégré au niveau mondial. Le bien Z est produit avec une technologie linéaire à rendements constants utilisant indifféremment des travailleurs qualifiés ou non-qualifiés :

$$y_Z = a_L l_Z + a_Q q_Z$$

avec y_Z la production de bien homogène obtenue grâce à q_Z unités de travail qualifié et l_Z unités de travail non-qualifié. La fonction de production linéaire implique que les deux types de travail sont parfaitement substituables. Dès lors que le coût relatif du travail non-qualifié est supérieur à sa productivité relative ($\underline{w}/w_Q > a_L/a_Q$), comme

on le suppose dans ce qui suit, seuls des travailleurs qualifiés sont employés dans le secteur Z à l'optimum. Cette hypothèse sur la technologie de production dans le secteur homogène est assez inhabituelle puisqu'elle implique que le secteur Z est intensif en travail qualifié, au contraire de ce qui se fait habituellement dans les modèles d'économie géographique¹⁸. Cependant, elle permet de simplifier l'analyse en rendant le salaire des travailleurs qualifiés exogène. Sous cette hypothèse, on peut alors isoler l'impact des écarts législatifs entre pays affectant le coût unitaire du travail non-qualifié plutôt que les différentiels de coûts *relatifs* du travail non-qualifié.

Sous ces hypothèses, le prix domestique d'équilibre du bien homogène s'écrit :

$$P_Z = \frac{w_Q}{a_Q} \quad (5.7)$$

La situation à l'étranger est symétrique. Comme le marché du bien Z est parfaitement intégré au niveau mondial, son prix respecte la loi du prix unique. Le bien homogène étant le numéraire, on a donc¹⁹ : $P_Z = P_Z^* = 1$. Enfin, on normalise la productivité du travail qualifié ($a_Q = a_Q^*$) à un de telle sorte que le salaire d'équilibre des qualifiés est également unitaire : $w_Q = w_Q^* = 1$.

Le bien homogène est à la fois un bien de consommation finale et un *input* pour le secteur en rendements croissants, permettant de couvrir les coûts fixes de production. La contrainte de ressources sur le marché mondial de bien Z s'écrit :

$$y_Z + y_Z^* \geq C_Z + C_Z^* + (n + n^*)F$$

¹⁸Dans la plupart de ces modèles, on suppose en effet que le bien homogène est intensif en travail non-qualifié. On considère par exemple que ce secteur correspond à l'agriculture tandis que le secteur en rendements croissants est assimilé à l'industrie manufacturière.

¹⁹Dans ce qui suit, on suppose que la condition de Spécialisation Incomplète dérivée en Annexe C.1.3 est respectée, c'est-à-dire qu'au moins une unité de bien homogène est produite dans chaque pays. Pour s'en assurer, il suffit de supposer que les dotations en travail qualifié ne sont pas suffisantes pour qu'un pays produise la demande mondiale de bien homogène.

Dans la résolution du modèle, on utilise la Loi de Walras pour s'assurer que cette relation d'équilibre est vérifiée.

5.2.2.2 Le secteur en concurrence monopolistique

Dans le secteur en concurrence monopolistique, les coûts de production sont de deux types, un coût fixe et un coût variable. Pour commencer à produire une variété de bien X , la firme doit payer un coût fixe de F unités de bien homogène, qui définit implicitement le montant minimum de profit opérationnel qu'elle doit réaliser pour rentabiliser son investissement. Une fois entrée sur le marché, la firme produit avec une technologie utilisant des travailleurs qualifiés et non-qualifiés. Dans ce qui suit, on suppose que les deux types de travail sont imparfaitement substituables, ce qui permet de prendre en compte les effets de substitution consécutifs à une hausse du coût relatif du travail non-qualifié sans pour autant aboutir à la situation extrême d'éviction totale des travailleurs non-qualifiés. Pour cela, on suppose la fonction de production suivante :

$$y(h) = \left[\alpha^{-\gamma} q(h)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + (1-\alpha)^{-\gamma} [a_L l(h)]^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad \gamma > 0, \quad 0 < \alpha < 1$$

où $q(h)$ et $l(h)$ sont les quantités employées de travail qualifié et non-qualifié nécessaires pour produire $y(h)$ unités de la variété h . α est un paramètre de pondération qui détermine la part de la valeur ajoutée distribuée aux travailleurs qualifiés tandis que γ mesure la substituabilité des travailleurs qualifiés et non-qualifiés. Ces deux paramètres sont d'un intérêt tout particulier dans l'analyse puisqu'ils déterminent la sensibilité de la demande de travail à des variations du coût relatif du travail non-qualifié (*i.e.* du salaire minimum \underline{w}).

Une fois produite, la variété h peut être vendue au consommateur local ou exportée. Cependant, l'échange international implique un coût supplémentaire de type "iceberg",

noté τ : pour vendre une unité au consommateur étranger, la firme domestique doit produire $\tau > 1$ unités du fait d'une perte réelle pendant le transport²⁰. La contrainte de ressources sur le marché de la variété h s'écrit donc :

$$y(h) \geq c(h) + \tau c^*(h)$$

où $c(h)$ et $c^*(h)$ sont les consommations respectives de la variété h par les consommateurs domestique et étranger.

Si $p(h)$ et $p^*(h)$ sont les prix de vente d'une unité de la variété h dans le pays domestique et à l'étranger, le profit total $\pi(h)$ du producteur s'écrit :

$$\pi(h) = p(h)c(h) + p^*(h)c^*(h) - \underline{w}l(h) - q(h) - F \quad (5.8)$$

Dans la suite, le programme de la firme est résolu à rebours, en considérant d'abord le problème d'optimisation à localisation donnée. La minimisation de la fonction de coût total conduit au coût marginal de production d'une unité de la variété h (en terme de numéraire) :

$$MC(h) = \left[\alpha + (1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}}{a_L} \right)^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (5.9)$$

et les demandes associées de travail qualifié et non-qualifié :

$$a_L l(h) = (1 - \alpha) \left[\frac{\underline{w}}{a_L MC(h)} \right]^{-\gamma} y(h) \quad (5.10)$$

$$q(h) = \alpha MC(h)^\gamma y(h) \quad (5.11)$$

On vérifie que la demande relative de travail non-qualifié est décroissante du coût unitaire

²⁰ Au-delà des coûts de transport, ce paramètre peut être interprété comme une mesure des barrières à l'échange ou des coûts de transaction.

du travail non-qualifié ce qui implique qu'une augmentation du salaire minimum fixé par le gouvernement conduit la firme à substituer du travail qualifié au travail non-qualifié.

L'entreprise h fixe ses prix $p(h)$ et $p^*(h)$ de façon à maximiser son profit (5.8), étant donné le coût marginal de production (5.9) et la demande de bien h des ménages domestique et étranger (équation (5.5) et son pendant pour le ménage étranger). Dans un cadre de concurrence monopolistique à la Dixit & Stiglitz (1977), on vérifie qu'à l'optimum les firmes fixent leurs prix en appliquant un taux de marge constant au coût marginal de production, multiplié par le coût de transport pour une vente à l'étranger. Les prix d'équilibre de la variété h , respectivement pour des ventes domestiques et à l'étranger, s'écrivent :

$$p(h) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} MC(h) \equiv p \quad (5.12)$$

$$p^*(h) = \tau \frac{\sigma}{\sigma - 1} MC(h) \equiv \tau p \quad (5.13)$$

La situation des firmes étrangères est symétrique. Les firmes d'un même pays étant confrontées aux mêmes contraintes, on peut supprimer les indices h et f et distinguer les firmes uniquement par le pays où elles sont implantées.

Le programme de la firme à localisation donnée résolu, l'étape suivante consiste à déterminer la manière dont les entreprises décident de leur lieu d'implantation sous l'hypothèse de libre-entrée.

5.3 Solution du modèle

5.3.1 Répartition de la production

Pour les demandes et les prix décrits dans la section 5.2, le profit des firmes domestiques et étrangères s'écrit :

$$\pi = \frac{\mu}{\sigma} \left(\frac{I}{\Delta} + \phi \rho^{1-\sigma} \frac{I^*}{\Delta^*} \right) - F \quad (5.14)$$

$$\pi^* = \frac{\mu}{\sigma} \left(\frac{I^*}{\Delta^*} + \phi \rho^{\sigma-1} \frac{I}{\Delta} \right) - F \quad (5.15)$$

avec :

- $\phi = \tau^{1-\sigma}$ le paramètre d'intégration économique (“*phiness*” chez Baldwin et al. (2005)), qui augmente entre 0 et 1 quand les coûts à l'échange diminuent (baisse de τ) ou quand les variétés deviennent moins substituables (baisse de σ),
- $\rho = MC/MC^*$ le coût relatif de production du bien différencié dans le pays domestique, qui dépend du coût unitaire du travail non-qualifié de chaque pays (i.e. du degré de distorsion engendré par le salaire minimum sur les marchés de travail non-qualifié),
- $\Delta \equiv n + n^* \phi \rho^{\sigma-1}$ et $\Delta^* \equiv n^* + n \phi \rho^{1-\sigma}$ des transformations des indices de prix du bien différencié.

Les équations (5.14) et (5.15) montrent que les différentiels de salaire minimum se répercutant sur le coût relatif de production dans le secteur en rendements croissants diminuent le profit relatif des firmes localisées dans le pays au salaire minimum le plus élevé. En outre, les profits d'équilibre mettent en évidence l'effet “*Home Market*”, discuté notamment par Baldwin et al. (2005) : toutes choses égales par ailleurs, avec un coût à l'échange international ($\phi < 1$), une hausse de la demande relative du pays domestique ($dI > 0$) bénéficie aux entreprises domestiques plus qu'à leurs concurrentes étrangères

($d\pi > d\pi^*$). Cette asymétrie pousse les firmes à se localiser sur le pays le plus grand en terme de demande. Dans la mesure où le niveau du salaire minimum influence à la fois les coûts de production et la demande agrégée, on vérifie que, dans ce modèle, l'intervention publique sur le marché du travail affecte le profit relatif des entreprises et la répartition spatiale de la production par un double effet “coût” et “demande”.

Pour trouver l'équilibre de long terme de ce modèle, on utilise la condition de libre-entrée, qui implique la nullité des profits à long terme :

$$\pi = 0 \quad \text{et} \quad \pi^* = 0 \quad (5.16)$$

En utilisant cette condition et la définition des profits des firmes domestiques et étrangères (5.14) et (5.15), on obtient une relation entre le revenu agrégé total et le nombre de firmes actives à l'équilibre :

$$(n + n^*)F = \frac{\mu}{\sigma}(I + I^*) \quad (5.17)$$

Dans ce cadre, le montant total permettant de couvrir les coûts fixes est proportionnel à la demande mondiale de biens différenciés. En outre, la nullité des profits implique que la production d'équilibre des firmes de chaque pays ne dépend que des coûts de production :

$$y = \frac{F(\sigma - 1)}{MC}, \quad y^* = \frac{F(\sigma - 1)}{MC^*}$$

A ce stade de l'analyse, on peut distinguer trois types de répartition spatiale de la production caractérisant l'équilibre de long terme :

- deux équilibres en coin dans lesquels la production de bien différencié est entièrement concentrée dans un seul pays (*i.e.* $n = 0$ ou $n^* = 0$),
- un équilibre intérieur dans lequel des variétés de bien différencié sont produites

dans les deux pays ($n > 0$ et $n^* > 0$).

A l'équilibre intérieur, les profits sont les même partout ($\pi = \pi^*$) et le nombre relatif de firmes implantées dans le pays domestique s'écrit :

$$\frac{n}{n^*} = \frac{I(1 - \phi\rho^{\sigma-1}) - I^*\phi(\rho^{\sigma-1} - \phi)}{I^*(1 - \phi\rho^{1-\sigma}) - I\phi(\rho^{1-\sigma} - \phi)} \quad (5.18)$$

On retrouve ici les deux déterminants des choix de localisation des firmes discutés précédemment, l'argument en terme de coût et l'argument en terme de demande. A l'équilibre intérieur, le nombre relatif de firmes implantées dans le pays domestique (n/n^*) est d'autant plus grand que la demande relative (I/I^*) y est élevée, cette relation étant non-convexe du fait de l'effet “*Home Market*”. En outre, une hausse relative du coût de production du bien différencié (ρ) réduit l'attractivité du pays domestique.

Comme le montre l'annexe C.1.1, un tel équilibre intérieur n'est soutenable que si l'écart de coûts de production est suffisamment petit. En-dehors de cet intervalle, la production est entièrement concentrée dans le pays au salaire minimum le plus bas et le nombre de firmes actives est simplement déterminé par la condition correspondante de nullité des profits²¹. Le tableau 5.1 récapitule le type de répartition spatiale auquel on aboutit en fonction du coût relatif de production (*i.e.* de l'écart de salaire minimum) :

TAB. 5.1 – Répartition spatiale de la production à l'équilibre

ρ	$\underline{\rho}$		$\bar{\rho}$
Répartition spatiale	EC $n^* = 0$	EI $n > 0, n^* > 0$	EC $n = 0$

EC signifie “Equilibre en Coin”, EI “Equilibre Intérieur”.

$\underline{\rho}$ et $\bar{\rho}$ définis en annexe C.1.1.

²¹L'annexe C.1.2 donne les valeurs de n, n^*, I, I^*, L, L^* dans chaque équilibre en coin. L'intervalle $[\underline{\rho}; \bar{\rho}]$ à l'intérieur duquel l'équilibre intérieur est solution du modèle est quant-à-lui défini dans le paragraphe C.1.1.

5.3.2 Equilibre des marchés

Dans ce modèle, le revenu national ne dépend que des niveaux d'emploi et du salaire minimum. Si le salaire minimum est inférieur au salaire d'équilibre des qualifiés ($\underline{w} \leq 1$ et $\underline{w}^* \leq 1$), comme on le suppose ici, ce segment du marché du travail est au plein-emploi à long terme. En revanche, du fait de la contrainte de salaire minimum, le niveau d'emploi des non-qualifiés est déterminé par la demande des firmes du secteur en concurrence monopolistique, qui elle-même dépend de la demande de biens qui leur est adressée :

$$L = nl = n \frac{F(\sigma - 1)}{\underline{w}} \frac{(1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}}{a_L}\right)^{1-\gamma}}{\alpha + (1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}}{a_L}\right)^{1-\gamma}} \quad (5.19)$$

$$L^* = n^*l^* = n^* \frac{F(\sigma - 1)}{\underline{w}^*} \frac{(1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}^*}{a_L}\right)^{1-\gamma}}{\alpha + (1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}^*}{a_L}\right)^{1-\gamma}} \quad (5.20)$$

Si on note δ (δ^*) la part des salaires des travailleurs non-qualifiés dans le coût marginal de production du bien différencié produit dans le pays domestique (étranger)

$$\delta = \frac{(1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}}{a_L}\right)^{1-\gamma}}{\alpha + (1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}}{a_L}\right)^{1-\gamma}}, \quad \delta^* = \frac{(1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}^*}{a_L}\right)^{1-\gamma}}{\alpha + (1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}^*}{a_L}\right)^{1-\gamma}}$$

les revenus nationaux d'équilibre s'écrivent :

$$I = \bar{Q} + n\delta(\sigma - 1)F \quad (5.21)$$

$$I^* = \bar{Q}^* + n^*\delta^*(\sigma - 1)F \quad (5.22)$$

On vérifie que ces derniers dépendent de la répartition spatiale des firmes (n et n^*), qui influence le niveau de la demande locale de travail non-qualifié, et de la part du salaire des non-qualifiés dans le coût marginal (δ et δ^*) qui est elle-même sensible à la législation

sur le salaire minimum.

Les équations (5.17), (5.18), (5.21) et (5.22) forment un système de 4 équations à 4 inconnues $\{n, n^*, I, I^*\}$ dont la résolution permet de déduire l'équilibre du modèle. Dans la suite de ce chapitre, les propriétés analytiques de celui-ci sont étudiées autour de l'équilibre symétrique.

5.3.3 Equilibre symétrique

A l'équilibre symétrique, les salaires minimums comme les dotations en travail sont les mêmes partout ($\underline{w} = \underline{w}^*, \bar{Q} = \bar{Q}^*, \bar{L} = \bar{L}^*$). Le nombre de firmes implantées dans chaque pays est alors le même et l'équilibre est intérieur. En utilisant les équations (5.17), (5.18), (5.21) et (5.22), on obtient :

$$\begin{aligned} n = n^* &= \frac{\mu}{\sigma - \mu(\sigma - 1)\delta} \frac{\bar{Q}}{\bar{F}} \\ I = I^* &= \frac{\sigma}{\sigma - \mu(\sigma - 1)\delta} \bar{Q} \\ Q = Q^* &= \bar{Q} \\ L = L^* &= \frac{\mu(\sigma - 1)\delta}{\sigma - \mu(\sigma - 1)\delta} \frac{\bar{Q}}{\underline{w}} \end{aligned}$$

Dans la mesure où les flux d'échanges de bien différencié sont équilibrés, chaque pays produit la quantité de bien homogène juste suffisante pour couvrir la consommation nationale et les coûts fixes payés par les entreprises domestiques :

$$y_Z = y_Z^* = C_Z + nF$$

5.4 Effet d'un choc de salaire minimum

Dans ce modèle, les législations sur le salaire minimum influencent la répartition spatiale de la production, directement par le biais du coût marginal et indirectement par le biais de la demande globale. Dans ce qui suit, on étudie l'interaction entre ces effets à travers l'impact d'un choc unilatéral de salaire minimum sur l'attractivité de chaque pays au regard des producteurs de biens différenciés. Le paragraphe 5.4.2 s'intéresse ensuite aux implications du modèle en terme de bien-être.

5.4.1 Salaire minimum et attractivité

On part de l'équilibre symétrique et on suppose que le gouvernement du pays domestique augmente le salaire minimum ($\underline{dw} > 0$) ce qui affecte les conditions de production dans le secteur en concurrence monopolistique. L'effet direct de ce choc est une hausse du coût marginal de production qui réduit l'incitation des firmes à se localiser dans le pays domestique. Cependant, si la substitution entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés n'est pas trop importante, l'augmentation de la rémunération des travailleurs non-qualifiés peut accroître la demande agrégée. Dans ce cas, l'effet “*Home Market*” qui en découle contrebalance en partie l'effet direct sur les coûts.

Impact sur les profits à court terme :

L'impact total de l'ajustement du salaire minimum sur l'attractivité relative du pays domestique et la répartition spatiale de la production dépend de son effet à court terme (i.e. à répartition spatiale donnée) sur les profits des firmes des deux pays : l'impact sur l'attractivité domestique est négatif si l'effet à court terme sur les profits domestiques est moindre que l'effet sur les profits des concurrents étrangers. Dans la mesure où on suppose ici que le coût fixe de production est le même partout et ne dépend que du prix du bien homogène, seuls les profits opérationnels ($\pi_{op} \equiv \pi + F$ et $\pi_{op}^* \equiv \pi^* + F$) sont affectés

par la hausse du salaire minimum domestique. En utilisant la définition des profits et les valeurs de I , I^* , p , p^* , P_X et P_X^* à l'équilibre symétrique, on trouve l'élasticité à court terme des profits opérationnels à des variations de \underline{w} ²². Autour de l'équilibre symétrique, on peut alors décomposer la sensibilité des profits des firmes domestiques et étrangères à un choc unilatéral de salaire minimum de la manière suivante :

$$\left. \frac{d\pi^{op}/\pi^{op}}{d\underline{w}/\underline{w}} \right|_{\dot{n}=\dot{n}^*=0} = \underbrace{-2(\sigma-1)\delta \frac{\phi}{(1+\phi)^2}}_{\text{Effet Compétitivité Prix}} + \underbrace{\frac{\sigma-1}{\sigma} \mu \delta (1-\delta) \frac{1-\gamma}{1+\phi}}_{\text{Effet Revenu}} \quad (5.23)$$

$$\left. \frac{d\pi_{op}^*/\pi_{op}^*}{d\underline{w}/\underline{w}} \right|_{\dot{n}=\dot{n}^*=0} = \underbrace{2(\sigma-1)\delta \frac{\phi}{(1+\phi)^2}}_{\text{Effet Compétitivité Prix}} + \underbrace{\frac{\sigma-1}{\sigma} \mu \delta (1-\delta) \frac{\phi(1-\gamma)}{1+\phi}}_{\text{Effet Revenu}} \quad (5.24)$$

L'impact du choc de salaire minimum sur les coûts relatifs ("Effet Compétitivité Prix") joue toujours en défaveur des entreprises domestiques. En effet, celles-ci deviennent relativement moins compétitives que leurs concurrentes étrangères, sur leur marché domestique comme à l'étranger :

$$\frac{d(p/P_X)}{d\underline{w}} > 0, \quad \frac{d(\tau p/P_X^*)}{d\underline{w}} > 0, \quad \frac{d(p^*/P_X^*)}{d\underline{w}} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{d(\tau p^*/P_X)}{d\underline{w}} < 0$$

Cette perte de compétitivité tend à réduire les profits des firmes domestiques tandis qu'elle bénéficie aux firmes étrangères. Toutes choses égales par ailleurs, l'effet compétitivité diminue donc l'attractivité relative du pays domestique. Par rapport à un modèle néo-classique à structure productive exogène, cette perte d'attractivité tend à renforcer l'impact négatif du salaire minimum sur l'emploi. En effet, la hausse du coût relatif du travail non-qualifié (hausse de \underline{w}/w_Q) conduit les firmes domestiques à utiliser relativement plus de travail qualifié, ce qui réduit l'emploi total des non-qualifiés, comme dans

²²Les détails de calcul sont fournis en Annexe C.1.4.

le modèle néo-classique. En outre, comme la hausse du coût unitaire du travail éloigne les firmes domestiques de leur frontière technologique, un certain nombre d'entre elles quittent le marché domestique tandis que de nouvelles firmes s'installent à l'étranger. Cet ajustement du nombre de firmes produisant sur chaque marché accentue l'effet négatif du choc sur l'emploi.

L'effet compétitivité-prix affecte négativement l'attractivité relative du pays domestique. Cependant, lorsque l'élasticité de substitution entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés est suffisamment faible (précisément, pour $\gamma < 1$)²³, cet effet est en partie compensé par un effet de demande positif ("Effet Revenu"), augmentant les profits des firmes domestiques plus que celui de leurs concurrentes étrangères. En effet, la hausse du salaire minimum domestique accroît le revenu individuel des travailleurs non-qualifiés employés dans le secteur en rendements croissants. Lorsque la baisse de l'emploi des non-qualifiés attribuable à l'effet de substitution entre les différents types de travailleurs est modérée, cette hausse de pouvoir d'achat conduit à une augmentation du revenu national. Du fait des économies d'échelle, l'accroissement de la demande agrégée qui en découle profite aux entreprises du secteur en concurrence monopolistique. En outre, cet effet-demande positif bénéficie relativement plus aux firmes domestiques en présence de barrières à l'échange international conduisant à un effet "*Home Market*". Dans un contexte de faible substituabilité des travailleurs qualifiés et non-qualifiés, l'effet positif du choc de salaire minimum sur la demande agrégée domestique a donc un effet bénéfique sur l'attractivité relative du pays domestique.

²³L'estimation de la substituabilité entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés fait l'objet d'une littérature empirique abondante. Dans sa revue de littérature, Hamermesh (1993) retient une valeur de 1.25 pour le paramètre γ . Les estimations de Biscourp & Gianella (2001) conduisent à une élasticité de substitution proche de un. Enfin, les estimations sur données individuelles de Duguet & Gianella (1999) suggèrent une élasticité plus faible, autour de 0.7. Au final, il est impossible de dégager une valeur "consensuel" pour ce paramètre qui est susceptible de varier fortement d'un secteur à l'autre, en fonction notamment de la technologie de production.

L'analyse des profits opérationnels des firmes des deux pays autour de l'équilibre symétrique montre donc que la hausse du salaire minimum domestique a un double effet sur l'attractivité. L'augmentation du coût unitaire du travail non-qualifié réduit la compétitivité relative des firmes domestiques ce qui affecte négativement l'attractivité nationale. Néanmoins, sous certaines configurations des paramètres, la hausse unilatérale du salaire minimum peut accroître la demande agrégée. Dans un modèle avec effet “*Home Market*”, cet effet demande modère l'impact négatif de compétitivité. Dans le cas d'une hausse de la demande agrégée, l'effet final sur l'attractivité relative du pays domestique est donc moins négatif que ce que prédit le modèle de Picard & Toulemonde (2000) qui néglige l'effet de demande.

Impact de l'intégration économique :

Les élasticités (5.23) et (5.24) montrent que l'effet total du choc de salaire minimum sur le profit relatif des firmes est sensible au degré d'intégration des marchés (au paramètre ϕ). Plus précisément, l'impact négatif de la hausse de \underline{w} sur l'attractivité relative du pays domestique s'accroît si les pays décident de s'engager dans un processus de libéralisation économique ($d\phi > 0$). En effet, l'intégration des marchés augmente la sensibilité des profits aux écarts de coûts relatifs : l'effet compétitivité-prix est d'autant plus négatif (respectivement positif) pour les firmes domestiques (étrangères) que les barrières à l'échange s'atténuent. Par ailleurs, l'avantage comparatif des firmes domestiques en cas de hausse de la demande locale (“Effet Revenu”) tend à s'affaiblir quand les coûts de transport baissent, facilitant la déconnexion entre les lieux de production et de consommation. Cette hausse relative de l'effet coût au détriment de l'effet demande dans un contexte de libéralisation des marchés internationaux de biens et services implique que l'effet négatif de la hausse du salaire minimum sur l'attractivité du pays domestique s'accroît quand les coûts à l'échange diminuent.

L'exacerbation de l'effet négatif du salaire minimum lors d'un processus de libérali-

sation des échanges explique sans doute pourquoi l'impact des régulations du marché du travail sur l'attractivité est devenu un sujet d'inquiétude pour les entreprises engagées sur les marchés internationaux. En effet, tandis que les écarts de législations sociales affectaient peu les choix de localisation des entreprises dans un contexte de forte segmentation des marchés internationaux, la libéralisation du commerce mondial a conduit à un accroissement de la sensibilité des profits aux écarts internationaux de coûts du travail, ce qui peut conduire à des phénomènes de *dumping* social. Ce risque est particulièrement fort dans une région très intégrée, comme l'Union Européenne. En effet, les entreprises s'installant en Europe ont la possibilité de choisir le pays au coût du travail le plus faible, sans quasiment se soucier du niveau de la demande locale, l'intégration européenne ayant réduit au minimum les coûts d'échange intra-européens. Les pressions à l'harmonisation des politiques sociales sont donc fortes dans ce cadre, notamment depuis l'adhésion en 2004 de dix pays d'Europe de l'Est qui a accentué la dispersion des législations nationales.

Écarts inter-sectoriels :

Dans l'analyse qui précède, on a vu que l'effet du salaire minimum sur la demande globale est un mécanisme d'équilibre général tandis que l'effet "compétitivité" dépend de la technologie de production utilisée. Dans ce cadre, il est donc intéressant de s'interroger sur les éventuels écarts inter-sectoriels, en ce qui concerne la sensibilité des profits aux chocs de salaire minimum. Pour cela, l'annexe C.1.5 propose une extension du modèle à K secteurs dont $K - 1$ secteurs en rendements croissants avec une technologie similaire à celle du secteur X décrit dans ce qui précède. Dans ce cadre, on vérifie que l'élasticité au choc de salaire minimum du profit opérationnel des firmes domestiques du secteur k s'écrit :

$$\left. \frac{d\pi_k^{op}/\pi_k^{op}}{d\underline{w}/\underline{w}} \right|_{\dot{n}_k=\dot{n}_k^*=0} = \underbrace{-2(\sigma_k - 1)\delta_k \frac{\phi_k}{(1 + \phi_k)^2}}_{\text{Effet Compétitivité Prix}} + \underbrace{\frac{1}{1 + \phi_k} \frac{dI/I}{d\underline{w}/\underline{w}}}_{\text{Effet Revenu}} \quad (5.25)$$

avec σ_k l'élasticité de substitution entre variétés du secteur k , δ_k la part des salaires des non-qualifiés dans le coût marginal de ce secteur et ϕ_k le paramètre de liberté du commerce.

Comme précédemment, on retrouve une décomposition en deux éléments, l'effet négatif de compétitivité et l'effet (positif ou négatif) de demande agrégée. En outre, on vérifie qu'au facteur $1/(1 + \phi_k)$ près, l'effet sur la demande globale affecte de la même manière le profit des firmes de tous les secteurs. En effet, l'effet revenu est un mécanisme d'équilibre général est affecté donc l'ensemble de l'économie de la même manière. Son impact sur les profits des entreprises de chaque secteur dépend uniquement de l'intensité de l'effet "*Home Market*", *i.e.* du paramètre ϕ_k .

Au contraire, l'effet du choc de salaire minimum sur la compétitivité-relative des firmes domestiques dépend des paramètres technologiques propres à chaque secteur. En particulier, on vérifie que la perte de compétitivité est plus pénalisante dans des secteurs produisant des biens très substituables (σ_k élevé), dans lesquels les pressions concurrentielles sont plus fortes. C'est le cas également si la technologie est intensive en travail non-qualifié (*i.e.* si δ_k est proche de 1). Enfin, les secteurs fortement intégrés au commerce international (dans lesquels ϕ_k tend vers 1) sont également plus sensibles aux écarts de législation sur le salaire minimum.

La modélisation multi-sectorielle montre donc que l'effet du salaire minimum sur l'attractivité est plus négatif dans des secteurs où les coûts à l'échange sont élevés et dont la technologie est intensive en travail non-qualifié. L'impact de la structure de marché, résumée ici dans le paramètre σ_k , est quant à lui ambigu : une substituabilité forte entre les biens implique des pressions concurrentielles importantes qui rendent plus pénalisants les écarts de compétitivité mais accroît également les frictions à l'échange ce qui augmente l'intensité de l'effet demande au détriment de l'effet compétitivité.

5.4.2 Effet sur le bien-être

Le paragraphe précédent a mis en évidence l'impact des législations relative au salaire minimum sur les choix de localisation des firmes et l'attractivité relative des espaces nationaux. Dans cette section, on s'intéresse aux conséquences de ces ajustements sur le bien-être. En effet, cette question se pose immédiatement, dès lors qu'on introduit dans l'analyse une politique redistributive de salaire minimum. Avant de traiter cette question formellement, il faut cependant noter qu'une telle analyse n'a ici qu'une ambition très limitée. En effet, les hypothèses introduites pour permettre la résolution analytique du modèle et étudier les effets du salaire minimum sur la localisation des firmes simplifient à l'extrême les mécanismes de propagation du salaire minimum sur l'équilibre global de telle sorte que plusieurs mécanismes étudiés en économie du travail ne sont pas pris en compte. En particulier, le fonctionnement du marché du travail est supposé concurrentiel, en dehors de la contrainte exogène sur les salaires imposée par la législation. Or, les modèles d'économie du travail ont mis en évidence l'impact des imperfections du marché du travail sur l'efficacité en terme de bien-être des politiques de salaire minimum²⁴. De plus, l'hypothèse d'agent représentatif réduit les effets redistributifs que le modèle permet de mettre en évidence. Malgré ces limites, cette analyse permet de cerner les évolutions du bien-être induite par la politique de salaire minimum en lien avec les ajustements endogènes de localisation, mécanismes distincts des effets habituels mis en avant par l'économie du travail.

Dans ce modèle, le bien-être du ménage représentatif dépend uniquement de sa consommation réelle de bien et services, i.e. de son revenu et du niveau général des

²⁴cf. chapitre 12 du manuel de Cahuc & Zylberberg (2004).

prix. Pour le consommateur domestique, l'utilité indirecte s'écrit :

$$W \equiv \frac{I}{P} = \frac{\bar{Q} + \underline{w}L}{[np^{1-\sigma} + n^*\phi p^{*1-\sigma}]^{\frac{\mu}{1-\sigma}}} \quad (5.26)$$

avec P le niveau général des prix du pays domestique et L la demande agrégée de travail non-qualifié définie par (5.19).

L'ajustement du salaire minium domestique a un double effet sur le bien-être, par le biais du revenu nominal et du niveau général des prix. De plus, il se transmet au pays étranger, directement par le canal des prix et à long terme par celui du revenu.

L'effet à court terme peut être mis en évidence en calculant l'élasticité de l'utilité indirecte à un choc sur \underline{w} , autour de l'équilibre symétrique et pour une structure productive donnée :

$$\left. \frac{dW/W}{d\underline{w}/\underline{w}} \right|_{\dot{n}=\dot{n}^*=0} = \underbrace{\frac{\delta}{1+\phi} \mu \frac{(\sigma-1)}{\sigma} (1-\gamma)(1-\delta)}_{\text{Effet Revenu Nominal}} \underbrace{- \frac{\delta(1-\mu)}{1+\phi}}_{\text{Effet Prix}} \quad (5.27)$$

$$\left. \frac{dW^*/W^*}{d\underline{w}/\underline{w}} \right|_{\dot{n}=\dot{n}^*=0} = \underbrace{- \frac{\phi\delta(1-\mu)}{1+\phi}}_{\text{Effet Prix}} \quad (5.28)$$

Le choc de salaire est immédiatement répercuté par les firmes domestiques sur leurs prix de vente, ce qui se traduit par une hausse du niveau général des prix domestiques et étrangers dont l'effet sur le bien-être est négatif. Du fait des barrières à l'échange, cet effet est plus marqué dans le pays domestique, qui consomme une part relativement importante des biens dont le prix de vente augmente. Néanmoins, sous l'hypothèse de faible substituabilité des travailleurs qualifiés et non-qualifiés, cet effet négatif de prix est en partie compensé dans le pays domestique par un effet revenu positif. Si celui-ci

est suffisant²⁵, l'effet total sur le bien-être domestique peut même être positif à court terme.

Dans ce cadre d'analyse très simplifié, l'effet à court terme du choc de salaire minimum est donc toujours négatif pour le bien-être du pays étranger, du fait de l'effet prix, tandis qu'il est généralement négatif dans le pays domestique, même si l'effet prix est éventuellement en partie compensé par un effet revenu positif. La prise en compte de l'endogénéité des choix de localisation des firmes modifie les résultats en terme de bien-être. En effet, l'ajustement endogène de la répartition spatiale de la production conduit à des effets plus favorables pour le pays étranger.

Pour le montrer, le modèle est simulé numériquement pour différentes valeurs des paramètres : on calcule l'équilibre de long terme en résolvant le système composé des 4 équations (5.17), (5.18), (5.21) et (5.22) pour une valeur donnée du salaire minimum. Un exercice de statique comparative dans lequel on compare les équilibres de long terme obtenus pour $\underline{w} = \underline{w}^*$ et pour $\underline{w} > \underline{w}^*$, permet alors d'appréhender l'effet d'un choc de salaire minimum sur l'équilibre global. Le tableau 5.2 fournit des résultats qualitatifs concernant l'impact du choc sur la répartition spatiale des firmes et le bien-être à long terme. Y figurent les résultats obtenus pour deux valeurs différentes de l'élasticité de substitution entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés et différents degrés d'intégration des marchés. En effet, l'analyse du paragraphe précédent a montré que le paramètre γ détermine le sens de l'effet revenu à court terme, celui-ci étant positif uniquement en cas de faible substituabilité entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés ($\gamma < 1$). En outre, le degré d'intégration des marchés conditionne le poids relatif et l'ampleur des effets compétitivité et revenu dans les choix de localisation des firmes.

Pour une substituabilité entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés supérieure à un, l'effet de la hausse du salaire minimum est toujours négatif pour le pays domestique et

²⁵Plus précisément, pour $\mu(\sigma - 1)(1 - \gamma)(1 - \delta) > \sigma(1 - \mu)$.

TAB. 5.2 – Effets qualitatifs d'un choc de salaire minimum domestique sur l'attractivité et le bien-être

		Effet d'une hausse de \underline{w} sur				
		n	n^*	n/n^*	I/P	I^*/P^*
$\gamma < 1$	ϕ faible	+	+	+	-	+
	ϕ moyen	+	+	-	-	+
	ϕ élevé	-	+	-	-	+
$\gamma \geq 1$	ϕ faible	-	+	-	-	+
	ϕ moyen	-	+	-	-	+
	ϕ élevé	-	+	-	-	+

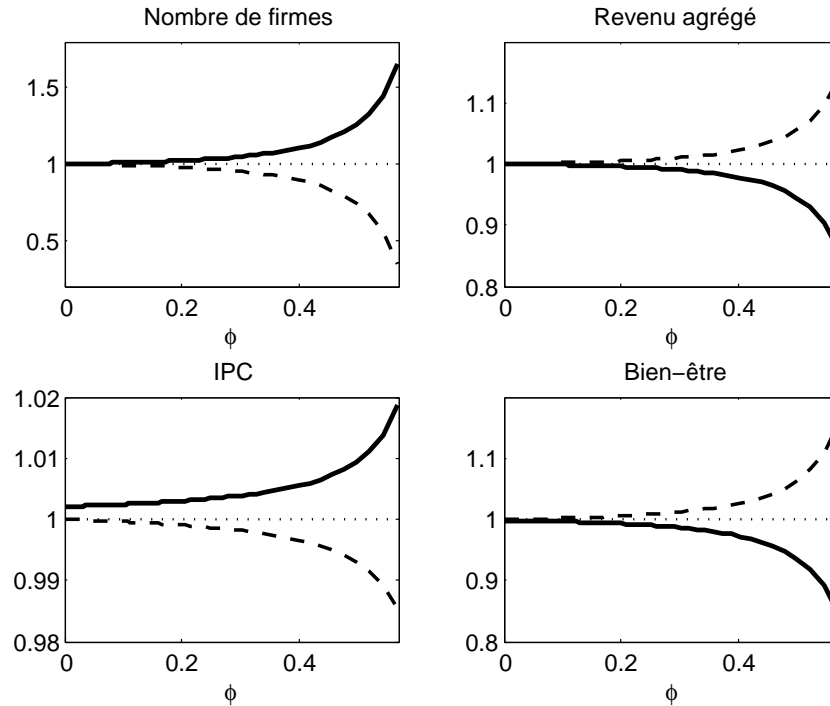
positif à l'étranger. Dans ce cas en effet, le revenu domestique diminue à court terme ce qui conduit à une relocalisation de la production en faveur du pays étranger (n diminue et n^* augmente). A long terme, le revenu nominal augmente à l'étranger et diminue dans le pays domestique. Cet effet revenu est renforcé par l'ajustement des prix : l'indice de prix augmente dans les deux pays mais relativement moins à l'étranger car la part des biens domestiques est relativement faible (et diminue avec l'ajustement de n et n^*).

Dans le cas d'une faible substituabilité entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés, le choc peut avoir un effet bénéfique sur l'attractivité relative du pays domestique²⁶, auquel cas le ratio n/n^* augmente. Même dans ce cas cependant, l'effet sur le bien-être du consommateur domestique est négatif du fait de la hausse du niveau général des prix. Au contraire, dans le pays étranger, la hausse du prix des biens importés ne compense pas le gain de revenu induit par la hausse de n^* car la part de ces biens dans l'indice des prix est plus faible.

L'analyse de la section précédente a montré qu'en terme d'attractivité, l'effet est d'autant plus négatif pour le pays domestique que les marchés sont intégrés. Le graphique

²⁶Dans les simulations, il faut cependant pour cela que les barrières à l'échange soient très élevées de façon à ce que l'effet demande compense la perte de compétitivité.

FIG. 5.1 – Effet d'un choc asymétrique sur le bien-être des deux pays pour différentes valeurs de ϕ



Sur l'axe des ordonnées figure l'effet relatif du choc de salaire minimum, par rapport à la situation initiale symétrique. Trait plein = effet sur le pays étranger, en pointillés = effet sur le pays domestique

5.1 illustre l'effet d'une hausse de 1% du salaire minimum domestique (à partir de la situation d'équilibre symétrique) sur le nombre de firmes, le revenu nominal, le niveau général des prix et l'utilité indirecte des deux pays, pour des valeurs croissantes de ϕ (i.e. dans un cadre d'intégration croissante des marchés)²⁷.

Ce graphique montre que l'impact du choc asymétrique de salaire minimum est d'au-

²⁷Pour ces simulations numériques, la calibration utilisée est la suivante : $\gamma = .7$, $\sigma = 6$, $w_0 = \underline{w}^* = .86$ et $\phi \in]0; 0.6]$. Pour des valeurs plus élevées de ϕ , on tombe dans la situation d'équilibre en coin dans laquelle toute la production de bien différencié se fait dans le pays étranger.

tant plus négatif pour le pays domestique que les marchés internationaux sont intégrés. Il n'y a que pour des valeurs très faibles de ϕ qu'on parvient à simuler un impact positif du choc de salaire sur le nombre n de firmes localisées dans le pays domestique et sur le revenu nominal I ²⁸. En outre, même dans ce cas, le niveau général des prix du pays domestique augmente du fait de la réaction optimal au choc de salaire des firmes domestiques. A long terme, l'effet sur le bien-être est donc négatif et croissant (en valeur absolue) avec le paramètre ϕ . En ce qui concerne le pays étranger, les résultats sont qualitativement inversés. Le choc amène de nouvelles firmes à entrer sur le marché ce qui accroît le revenu nominal. En outre, les simulations montrent que le niveau général des prix diminue toujours suite au choc, ce qui signifie que l'effet combiné de l'ajustement de la part des produits étrangers dans l'indice de prix et de la baisse des coûts à l'importation permet de compenser la hausse du prix de production des biens importés. Globalement, l'effet sur le bien-être étranger est donc positif et ce d'autant plus que les marchés sont intégrés.

5.5 Conclusion

Le modèle présenté dans ce chapitre permet de mettre en évidence le double impact des législations relatives au salaire minimum sur les décisions de localisation des firmes. D'un côté, ces rigidités salariales ont un effet négatif sur la compétitivité du pays, en augmentant le coût du travail non-qualifié. Néanmoins, en fixant la rémunération des travailleurs peu qualifiés au-dessus du niveau déterminé par l'équilibre du marché du travail, le salaire minimum peut permettre de maintenir la demande à un niveau élevé, à condition que les effets distorsifs de substitution affectant la demande de travail n'an-

²⁸Les simulations montrent également que l'effet sur l'emploi des non-qualifiés est toujours négatif du fait de la substitution de travailleurs qualifiés aux travailleurs non-qualifiés.

nulent pas l'augmentation de la rémunération des travailleurs peu qualifiés. Dans un cadre d'économie géographique, cette hausse de la demande constitue un facteur d'attractivité pour les producteurs de biens différenciés, qui contrebalance en partie la perte de compétitivité.

La résolution du modèle autour de l'équilibre symétrique permet de montrer que le poids relatif de ces effets dépend de différents paramètres relatifs à la technologie, à la structure de marché et au degré d'intégration des marchés. En particulier, on montre que la perte de compétitivité est plus prononcée si la technologie est intensive en travail non-qualifié et si les pressions concurrentielles sur le marché sont intenses. En outre, le poids respectif des effets compétitivité et demande dépend du degré d'intégration des marchés. On montre notamment qu'un processus de libéralisation des marchés intensifie l'effet négatif de compétitivité attribuable à un salaire minimum élevé tandis qu'il réduit l'avantage pour les firmes d'être localisées sur un marché dans lequel les travailleurs ont un pouvoir d'achat supérieur à la moyenne. Ce résultat signifie que la globalisation de l'économie renforce l'impact négatif en terme d'attractivité des politiques de salaire minimum. Les écarts internationaux affectant le fonctionnement du marché du travail peuvent dès lors conduire à un phénomène de *dumping* social. Pour résoudre ce problème, la solution semble être l'harmonisation des politiques économiques, en particulier sur des marchés très intégrés comme c'est le cas des pays membres de l'Union Européenne.

En terme de bien-être, les prédictions du modèle sont nettement moins favorables aux politiques de salaire minimum. En effet, quel que soit le type d'équilibre considéré, un choc positif de salaire minimum a un effet négatif à long terme sur l'emploi des non-qualifiés et le bien-être national. Ce résultat est dû à l'impact du choc sur le niveau général des prix, qui compense l'effet revenu, même dans le cas le plus favorable dans lequel celui-ci augmente. Au contraire, le bien-être du pays étranger s'améliore du fait de l'entrée de nouvelles firmes sur son marché. En ce qui concerne l'analyse du bien-être,

les limites de notre modélisation sont cependant évidentes. En effet, les travaux relatifs à l'impact redistributif du salaire minimum ont montré que la justification théorique de ce type de politique de marché du travail nécessite de tenir compte des imperfections de marché. Dans ce chapitre au contraire, de nombreuses hypothèses simplificatrices sont faites pour parvenir à des résultats analytiques : les marchés du travail sont concurrentiels et les effets redistributifs sont réduits à néant sous l'hypothèse de consommateur représentatif. Dans ce cadre proche du modèle néo-classique, il n'est pas étonnant de parvenir à des résultats assez négatifs en terme de bien-être. L'enrichissement futur du modèle sur ce point pourrait permettre d'obtenir des effets plus positifs.

Un autre point important qui pourrait faire l'objet d'une extension de ce modèle concerne la modélisation du marché du travail des qualifiés. En effet, les hypothèses simplificatrices adoptées dans ce chapitre pour parvenir à des résultats analytiques impliquent que le salaire des travailleurs qualifiés est exogène et égalisé entre pays. Pourtant, une question importante, et relativement controversée, qui émerge du débat sur l'efficacité du salaire minimum concerne son impact sur la demande relative de travail non-qualifié. En effet, un salaire minimum élevé relativement au salaire des qualifiés conduit à une intensification de l'utilisation du travail qualifié dans la production qui devrait exercer une pression à la hausse sur le salaire des qualifiés. Cet effet de retour de la substitution de travailleurs qualifiés à des travailleurs non-qualifiés sur le salaire d'équilibre des qualifiés est négligé dans le modèle décrit dans ce chapitre. En le prenant en compte, on pourrait donc enrichir le modèle, en incluant des cas où le salaire minimum augmente sans hausse du coût relatif du salaire des non-qualifiés et en amplifiant l'effet revenu grâce à des hausses endogènes du salaire des travailleurs qualifiés.

Malgré ces limites, le modèle étudié dans ce chapitre présente l'avantage de fournir des résultats analytiques concernant l'impact des écarts internationaux de salaire minimum sur les choix de localisation des entreprises. Dans le chapitre suivant, on s'interroge sur

le pendant empirique de cette problématique en étudiant l'impact des législations de salaire minimum sur les décisions d'investissement à l'étranger des firmes françaises.

Chapitre 6

Ecarts de salaire minimum et choix de localisation à l'étranger des firmes françaises

6.1 Introduction

¹Le chapitre précédent a mis en évidence dans un cadre théorique l'influence que peuvent avoir les législations sur le salaire minimum sur les décisions de localisation des firmes et l'attractivité d'un pays au regard des investisseurs étrangers. Cette analyse souligne le double effet des rigidités salariales sur la compétitivité-prix des entreprises et le niveau de la demande globale : tandis qu'un salaire minimum élevé pénalise les entreprises nationales en augmentant leur coût relatif de production, le maintien du pouvoir d'achat des travailleurs les moins qualifiés peut augmenter la demande globale ce qui accroît, toutes choses égales par ailleurs, l'attractivité du pays. Ces résultats

¹Les estimations de ce chapitre ainsi que la base de données utilisées s'inspirent d'un travail joint avec Thierry Mayer et Benjamin Nefussi, Mayer, Méjean & Nefussi (2006).

théoriques fournissent un cadre d'analyse de l'influence du salaire minimum sur les flux d'investissement direct étranger (IDE dans ce qui suit). Dans ce chapitre, les prédictions théoriques de ce modèle sont donc utilisées pour tester empiriquement l'impact des écarts internationaux de salaire minimum sur la localisation de l'IDE français.

La littérature empirique sur les déterminants de l'IDE et les décisions de localisation des firmes s'est fortement développée au cours des dernières années, répondant ainsi aux inquiétudes des pays de l'OCDE face à la mobilité accrue des unités de production. L'analyse des flux agrégés d'IDE comme les travaux sur données individuelles permettent de mettre en évidence un certain nombre de déterminants des choix de localisation des firmes². En particulier, et conformément aux résultats théoriques des Nouvelles Théories du Commerce, ces travaux soulignent l'influence sur la répartition spatiale de la production de facteurs de coûts, tels que le niveau des salaires locaux ou le prix des biens intermédiaires, mais aussi de facteurs de demande, notamment le potentiel de marché du pays récepteur³. Dans ces analyses, l'effet "demande" est en général particulièrement robuste et semble même dominer les déterminants en termes de coûts.

Un des enjeux importants de cette littérature concerne la mesure des coûts de production des pays récepteurs. Les économistes se sont donc intéressés à différents déterminants de ces coûts tels que l'accès aux fournisseurs de biens intermédiaires (Amiti & Javorcik (2005)), la fiscalité du pays récepteur (Devereux & Griffith (2003), Bénassy-Quéré, Fontagné & Lahrière-Révil (2003)), la qualité des institutions (Bénassy-Quéré, Coupet & Mayer (2005)), les effets d'agglomération (Disdier & Mayer (2004)) ou la productivité de la maison-mère (Head & Ries (2003)). En revanche, peu de travaux empiriques étudient l'impact des législations relatives au fonctionnement du marché du travail sur les choix de

²Barba Navaretti & Venables (2004) fournissent un bon aperçu des résultats de ces travaux empiriques.

³cf. par exemple l'analyse de Head & Mayer (2004b) qui explique les choix de localisation des firmes japonaises en Europe.

localisation des firmes, ce qui est d'autant plus surprenant que ces questions occupent une place centrale dans les débats politiques. Il existe cependant quelques exceptions qui étudient l'influence sur l'investissement direct à l'étranger du degré de flexibilité du marché du travail du pays récepteur ou du pays d'origine de la firme. Dewit, Holger & Montagna (2003) et Nicoletti, Golub, Hajkova, Mirza & Yoo (2003) étudient cette question à partir de données agrégées tandis que Goerg (2002), Haaland, Wooton & Faggio (2002) et Javorcik & Spatareanu (2005) travaillent sur données individuelles. Ces études mettent en évidence l'impact sur la répartition spatiale de l'IDE des institutions régulant le marché du travail relatives aux règles de négociation des salaires et à la protection de l'emploi. En revanche, aucun article ne traite la question de l'impact du salaire minimum sur les décisions de localisation.

Le modèle du chapitre précédent suggère pourtant que les rigidités salariales sont susceptibles d'influencer les choix de localisation des entreprises, ce qui amène à s'interroger sur l'influence effective de telles législations sur les comportements d'IDE. Cette question est particulièrement intéressante dans le cadre de l'intégration européenne. En effet, l'élargissement récent de l'Union Européenne à dix pays d'Europe Centrale et Orientale pose la question de l'harmonisation des législations régulant le fonctionnement du marché du travail. Pour évaluer l'opportunité de la mise en oeuvre d'une telle politique commune, il est nécessaire de connaître l'impact réel des différences de législations sur l'attractivité relative des pays membres de l'UE. Ce chapitre apporte des éléments empiriques à cette question, permettant de quantifier l'impact des écarts internationaux de salaire minimum sur les choix individuels de localisation à l'étranger.

Pour cela, on utilise une base de données décrivant les stratégies d'investissement à l'étranger d'un panel d'entreprises françaises. L'estimation de différents modèles logit conditionnels permet d'expliquer la répartition spatiale de ces investissements par un certain nombre de spécificités nationales. On montre ainsi qu'à côté des déterminants

traditionnels des choix de localisation - tels que l'accès au marché ou aux fournisseurs de biens intermédiaires, la compétitivité-coût ou les effets d'agglomération - le niveau du salaire minimum (rapporté au salaire médian) influence significativement la probabilité pour une firme d'investir dans un pays donné. Lorsque l'analyse est restreinte à des pays légiférant sur le niveau du salaire minimum, la corrélation est positive : la probabilité d'investir dans un pays est d'autant plus grande que le ratio du salaire minimum au salaire médian y est élevé. Si on se réfère au modèle du chapitre 5, ce résultat signifie qu'au sein de ces pays, le salaire minimum constitue un facteur d'attractivité du fait de son impact sur la demande agrégée. En revanche, quand on étend l'analyse à des pays ne légiférant pas sur le niveau minimum de rémunération des travailleurs, l'effet identifié est sensible aux hypothèses faites sur la structure de corrélation des erreurs. En particulier, l'utilisation de la méthode des logits imbriqués permet de montrer que l'*existence* ou non d'une législation sur le salaire minimum est un facteur important dans la décision d'investissement des firmes.

La suite de ce chapitre est organisée de la manière suivante. La section 6.2 présente la stratégie d'estimation ainsi que les données utilisées. Dans la section 6.3, différentes séries de résultats sont présentées. On estime d'abord un modèle de référence sur l'échantillon de pays légiférant sur le niveau du salaire minimum. Cette régression suggère une corrélation positive entre le ratio du salaire minimum au salaire médian et la probabilité d'investir. Ensuite, on étudie la sensibilité de ce résultat aux variables de contrôle utilisées puis à l'échantillon de pays considéré. Enfin, conformément à l'analyse théorique du chapitre 5, l'analyse est également conduite au niveau sectoriel. Les résultats de ces différentes régressions sont résumés dans la section 6.4.

6.2 Stratégie empirique

Dans ce qui suit, un modèle de choix de localisation de l'IDE est estimé sur des données individuelles décrivant les stratégies d'expansion à l'étranger des firmes françaises, dans un cadre avec salaire minimum. Pour cela, on utilise la stratégie empirique décrite par Head & Mayer (2004b) dans leur étude des choix d'implantation en Europe des entreprises japonaises. Cette stratégie est détaillée dans le paragraphe 6.2.1 tandis que la section 6.2.2 décrit les données utilisées.

6.2.1 Equation estimée

Pour obtenir l'équation estimée, on utilise les prédictions théoriques des modèles de Nouvelles Théories du Commerce, conduisant à un modèle très général tenant compte d'un grand nombre de facteurs susceptibles d'affecter les décisions de localisation à l'étranger. Pour cela, le cadre analytique présenté dans le chapitre 5 est étendu à plusieurs pays. En outre, la fonction de production est enrichie de façon à tenir compte des déterminants des choix de localisation des firmes mis en évidence dans la littérature empirique.

On considère une entreprise française s qui décide de créer une filiale à l'étranger, pour produire un bien et le vendre sur le marché local ou dans les autres pays auxquels elle a accès à partir de cette filiale. Comme dans le modèle du chapitre 5, on suppose que les coûts fixes liés à cet investissement sont les mêmes partout. Pour choisir le pays où implanter sa filiale, l'entreprise compare donc les profits opérationnels espérés de chaque localisation possible i . Dans un cadre multi-pays, l'équation (5.15) décrivant le profit opérationnel espéré pour une filiale implantée dans le pays i s'écrit :

$$\pi_{is}^{op} = \frac{1}{\sigma} MC_{is}^{1-\sigma} \sum_{k \in K_i} \phi_{ik} \frac{I_{ks}}{P_{ks}} \quad (6.1)$$

où K_i est l'ensemble des marchés servis à partir de la localisation i , σ est une mesure de la substituabilité entre les variétés concurrentes, MC_{is} est le coût marginal de production dans le pays i , ϕ_{ik} est le paramètre d'intégration économique entre les pays i et k et I_{ks}/P_{ks} est la demande réelle en biens s du pays k . Dans cette équation, $MP_{is} \equiv \sum_k \phi_{ik} \frac{I_{ks}}{P_{ks}}$ mesure le "potentiel de marché" du pays i ⁴, c'est-à-dire la somme des demandes réelles en biens s émanant des pays de l'ensemble K_i servi par la filiale, pondérées par la taille des barrières à l'échange entre le pays de production (i) et le pays consommateur (k). Le potentiel de marché correspond donc à la demande espérée adressée à une filiale implantée dans le pays i en provenance des différents marchés k . Comme l'analyse du chapitre 5 l'a montré, la firme choisit d'implanter sa filiale dans le pays i aux perspectives de profits les plus élevées, qui combine à la fois un coût marginal faible et un potentiel de marché suffisant.

Dans le modèle du chapitre 5, le coût marginal de production ne dépendait que du niveau des salaires. Cependant, de nombreux travaux empiriques ont mis en évidence le rôle d'autres facteurs pour expliquer la répartition spatiale de la production, notamment le prix des biens intermédiaires intégrés à la production (Amiti & Javorcik (2005)), la fiscalité locale (Devereux & Griffith, 2002) ou la proximité d'autres firmes du même secteur (Fujita, Krugman & Venables (1999)). Dans l'estimation, on tient compte de ces éléments en supposant que le coût marginal est de la forme Cobb-Douglas suivante⁵ :

$$MC_{is} = w_{Qi}^\alpha \underline{w}_i^\beta P_i^I \gamma C_i^\chi \quad (6.2)$$

avec w_{Qi} le salaire des travailleurs qualifiés du pays i , \underline{w}_i le niveau du salaire minimum

⁴Ce terme a été introduit par Krugman (1992).

⁵Le coût marginal ne tient pas compte du coût du capital incorporé dans la production. En effet, on considère ici que seul le travail est immobile tandis que le capital s'échange à un prix mondial, qui n'affecte donc pas les coûts relatifs de production. Cette hypothèse n'est évidemment pas vérifiée empiriquement mais elle évite d'avoir à utiliser une mesure *proxy* douteuse pour le prix du capital.

de ce pays, C_i les autres coûts auxquels la filiale fait face telle que la fiscalité locale, le niveau des loyers ou les coûts de transaction entre la France et le pays d'accueil. P_i^I représente l'indice de prix des biens intermédiaires incorporés à la production. Comme Amiti & Javorcik (2005), on suppose que celui-ci est un agrégat du prix de différentes variétés différenciées, produites dans le pays i ou dans un pays adjacent (les fournisseurs $j \in \{1, \dots, P\}$ dans ce qui suit). Par conséquent, l'indice de prix P_i^I dépend du nombre de biens intermédiaires produits dans chaque pays (n_j^I), du prix de chacune de ces variétés (p_j^I) et du coût de son transport vers le pays i (τ_{ji}) :

$$P_i^I = \left[\sum_{j=1}^P n_j^I (\tau_{ji} p_j^I)^{1-\sigma^I} \right]^{\frac{1}{1-\sigma^I}}$$

où σ^I mesure l'élasticité de substitution entre les variétés de biens intermédiaires intégrées à la production de s .

En intégrant (6.2) à (6.1) et en passant en logarithme, on obtient la fonction de profit espéré d'un investissement de l'entreprise s dans le pays i :

$$\ln \pi_{is}^{op} = a + b \ln w_{Qi} + c \ln \underline{w}_i + d \ln P_i^I + e \ln C_i + f \ln MP_{is} + \varepsilon_{is} \quad (6.3)$$

avec $a = -\ln \sigma$, $b = -(\sigma - 1)\alpha < 0$, $c = -(\sigma - 1)\beta < 0$, $d = -(\sigma - 1)\gamma < 0$, $e = -(\sigma - 1)\chi < 0$, $f = 1$. Dans cette équation, un terme d'erreur ε_{is} a été ajouté qui sert de contrôle pour d'éventuelles composantes non-observées du coût marginal ou du potentiel de marché, spécifiques à la firme s ou au pays i ⁶.

⁶Les modèles récents tenant compte de l'hétérogénéité des firmes suggèrent que des caractéristiques propres à la firme, notamment sa productivité, affectent également les choix d'investissement à l'étranger (cf. Helpman et al. (2004)). Cependant, la méthode d'estimation utilisée dans ce qui suit, qui repose sur un modèle logit conditionnel, identifie les coefficients de l'équation estimée sur l'ensemble des choix possibles d'implantation pour une firme donnée. Cette méthode implique que les caractéristiques propres à la firme sont automatiquement capturées par un effet fixe, ce qui explique qu'on n'en tient pas compte

Dans la suite de ce chapitre, des données individuelles sont utilisées pour estimer directement la fonction de profit (6.3) au moyen d'un modèle logit conditionnel. Pour cela, on suppose qu'une fois la décision prise d'investir à l'étranger, la firme française choisit comme pays d'accueil celui dans lequel sa filiale est susceptible de générer le profit opérationnel le plus élevé parmi un choix fini de localisations potentielles. Sous ces hypothèses et si le terme d'erreur ε_{is} est tiré d'une distribution à valeurs extrêmes, indépendamment et identiquement distribuée, la fonction de profit (6.3) peut être utilisée pour décrire la probabilité d'investir dans le pays i , conditionnellement à la décision d'investir à l'étranger⁷ :

$$P_{i|IDE} = \exp(\ln \pi_{is}^{op} - VI_{IDE}) \quad (6.4)$$

où $VI_{IDE} \equiv \ln \sum_i \exp(\ln \pi_{is}^{op})$ est la "valeur inclusive" liée au choix d'investir à l'étranger, somme de l'ensemble des profits espérés d'un investissement dans l'un des pays considérés. Sous ces hypothèses, les paramètres de la fonction de profit peuvent être estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. L'estimation de ce modèle logit conditionnel permet notamment de quantifier l'impact qu'aura le niveau du salaire minimum du pays i sur la probabilité qu'une entreprise française le choisisse comme lieu d'implantation de sa filiale.

Cependant, au-delà de l'impact du *niveau* du salaire minimum, on peut aussi s'interroger sur l'effet de l'*existence* d'un salaire minimum. En effet, dans la mesure où tous les pays ne légifèrent pas sur la rémunération minimale des travailleurs, il est possible que le choix d'implantation de la filiale soit plus sensible à l'existence ou non d'une législation de ce type qu'au niveau fixé par les autorités nationales. Dans ce cas, l'estimation du modèle logit conditionnel n'est plus adaptée. En effet, celui-ci repose sur une hypothèse d'Indépendance des Alternatives Non Pertinentes ("*Independence of Irrelevant Alterna-*

explicitement dans l'estimation.

⁷cf. Train (2003).

tives” ou IIA en anglais) qui suppose que les schémas de substitution entre localisations sont symétriques. Or cette hypothèse n’est pas respectée si le choix du pays d’implantation de la filiale est sensible à la fois à l’existence et au niveau du salaire minimum. Pour tester cette hypothèse, on utilise un modèle de logits imbriqués (“*nested logit*”) qui conditionne le choix du pays d’implantation à l’appartenance à un groupe particulier⁸.

La méthode des logits imbriqués est décrite en détail par Train (2003). Elle consiste à décomposer le schéma décisionnel en deux étapes. Dans la première étape, le choix porte sur un groupe particulier, en l’occurrence le groupe des pays à salaire minimum ou celui des pays sans salaire minimum. La deuxième étape concerne le choix d’un pays particulier, conditionnellement au groupe choisi. La probabilité d’investir dans un pays i qui impose un salaire minimum, conditionnellement au fait d’investir à l’étranger, s’écrit alors :

$$P_{i|SalMin}P_{SalMin|IDE} = \exp(\ln \frac{\pi_i^{op}}{\rho} - VI_{SalMin}).\exp(\ln \pi_i^{SalMin} + \rho VI_{SalMin} - \widetilde{VI})$$

avec $P_{i|SalMin}$ la probabilité d’investir dans le pays i , conditionnellement au choix d’investir dans un pays à salaire minimum, $P_{SalMin|IDE}$ la probabilité de choisir le groupe des pays à salaire minimum, $VI_{SalMin} \equiv \ln \sum_{i \in SalMin} \exp\left(\frac{\ln \pi_i^{op}}{\rho}\right)$ la valeur inclusive associée à un investissement dans un pays à salaire minimum, $\ln \pi_i^{SalMin}$ le profit associé à l’investissement dans ce groupe plutôt que dans un pays sans salaire minimum et $\widetilde{VI} \equiv \ln[\exp(\ln \pi_i^{SalMin} + \rho VI_{SalMin}) + \exp(\ln \pi_i^{SansSalMin} + \rho VI_{SansSalMin})]$ la valeur inclusive moyenne.

L’estimation du paramètre ρ permet de voir si la structure arborescente choisie est pertinente. Celui-ci varie théoriquement entre 0 et 1. Pour $\hat{\rho} = 1$, le logit imbriqué est équivalent au logit conditionnel estimé sur l’ensemble des pays, qu’ils légifèrent sur le

⁸Merci à Thierry Mayer d’avoir suggéré cette piste de recherche.

salaire minimum ou pas et la structure arborescente n'est pas utile. Au contraire, $\hat{\rho} = 0$ signifie que le seul choix pertinent pour les entreprises françaises est l'arbitrage entre un pays avec salaire minimum (quel que soit son niveau) et un pays sans salaire minimum. $\hat{\rho} \in]0; 1[$ correspond à la situation intermédiaire dans laquelle les deux étapes de la décision doivent être modélisées.

6.2.2 Les données

6.2.2.1 Construction de l'échantillon d'IDE

Les données utilisées pour réaliser les estimations de ce chapitre sont obtenues en fusionnant trois sources différentes⁹ :

- l'“*Enquête Filiales 2002*” de la DREE (Direction des Relations Economiques Extérieures, service du ministère du Commerce Extérieur) qui collecte des informations sur les filiales étrangères de firmes françaises, notamment à travers son réseau d'ambassades à l'étranger. Ces informations concernent le lieu d'implantation de la filiale, son secteur d'activité, sa masse salariale et l'année de l'investissement,
- l'enquête “*LIFI*” de l'INSEE qui s'intéresse aux participations financières à l'étranger des entreprises françaises. Cette enquête ne concerne qu'un nombre limité d'entreprises françaises (193 895 établissements du secteur manufacturier en 2002) qui ont un portefeuille d'actifs, des liens avec l'étranger ou une masse salariale suffisants. Elle fournit des renseignements sur le numéro SIREN de l'entreprise française, sa part dans le capital de l'entreprise étrangère, l'adresse et le secteur d'activité de celle-ci et l'année de l'investissement. Cette enquête est disponible sur la période 1986-2002,

⁹Ces données, ainsi que les programmes permettant de construire la base finale utilisée, ont été mises à ma disposition par Thierry Mayer et Benjamin Nefussi, que je remercie vivement.

- l’“*Enquête Annuelle d’Entreprises*”, disponible sur la période 1985-2002, complète la base avec des informations sur l’entreprise qui investit, notamment son niveau d’emploi et ses consommations intermédiaires.

La fusion de *LIFI* et de l’*Enquête Filiales* fournit une base composée de 12 215 investissements à l’étranger. Cependant, l’analyse est restreinte aux entreprises du secteur manufacturier, ce qui permet d’améliorer la qualité moyenne des données. De plus, ces secteurs sont plus adaptés au cadre analytique des Nouvelles Théories du Commerce. Enfin, on supprime les IDE dans de petites îles de façon à réduire le nombre de localisations possibles en contrepartie d’une baisse marginale du nombre d’investissements considérés. Ces sélections ramènent la taille de l’échantillon à 3912 investissements (dont 3171 entre 1991 et 2002, période sur laquelle portent les estimations) dans 87 pays.

Dans la mesure où l’estimation s’intéresse plus spécifiquement à l’influence du salaire minimum sur les choix de localisation, l’échantillon est encore restreint aux pays pour lesquels on dispose d’informations relatives à leur législation sur le salaire minimum. Ces données sont obtenues à partir de plusieurs sources :

- les “*Statistiques du Marché du Travail*” de l’OCDE fournissent les salaires minimum et médian en unités de monnaie nationale pour 19 pays membres de l’OCDE, sur une période maximale de 1980 à 2000,
- la base “*Population et Conditions Sociales*” d’Eurostat permet de compléter en partie ces données pour la période 2001-2004,
- la base “*LABORSTA*” de l’Organisation Internationale du Travail donne les salaires minimums légaux et négociés pour l’année 2003. La base de l’OIT est utilisée pour étendre l’analyse à des pays dont le salaire minimum est négocié par branche, qui n’apparaissent pas dans les données d’EUROSTAT ou de l’OCDE : la Suisse, la Chine, l’Allemagne, la Finlande, l’Italie et l’Indonésie.

On obtient ainsi des informations concernant la législation sur les salaires minimums de 33 pays, parmi lesquels 22 imposent une contrainte minimum sur le niveau des salaires, qu'elle soit légale ou négociée au niveau sectoriel. La liste de ces pays ainsi que des détails sur la construction des séries de salaire minimum sont fournis en Annexe C.2.1.

Cette nouvelle restriction dans la dimension géographique nous laisse avec 2285 investissements sur la période 1991-2002, dont 1852 dans des pays à salaire minimum.

6.2.2.2 Les variables de l'estimation

Pour estimer le modèle logit conditionnel du paragraphe 6.2.1, on commence par dupliquer chaque observation relative à un IDE de façon à inclure les localisations alternatives auxquelles la firme a renoncé en choisissant le pays i comme pays d'accueil de sa filiale. On obtient ainsi un échantillon de 75405 observations sur le groupe de 33 pays (40744 observations dans l'échantillon réduit aux pays à salaire minimum et 275877 observations dans l'échantillon complet). Une variable dichotomique est ensuite créée, qui prend la valeur 1 pour l'observation correspondant au pays d'accueil effectif de l'investissement et 0 pour toutes les autres localisations alternatives. Celle-ci sert ensuite de variable dépendante dans l'estimation.

Pour chacun de ces IDE, on connaît l'année de l'investissement. Cette information est utilisée pour construire les séries de variables explicatives introduites dans les régressions. En effet, même si la méthode d'estimation utilise principalement la dimension géographique de l'échantillon, les variables explicatives décrites ci-après, lorsqu'elles ont une dimension temporelle, sont systématiquement mesurées à la date de l'investissement (ou l'année précédente lorsque c'est nécessaire). On suppose donc implicitement que la décision d'investissement se fait au regard des perspectives de profits pour l'année courante¹⁰.

¹⁰Cette hypothèse peut paraître assez forte puisqu'elle implique que l'entreprise s ne fait pas d'antici-

Dans ce qui suit, les variables explicatives de l'équation de profit sont détaillées. Tous les détails concernant la source et la construction des séries sont donnés en Annexe.

Potentiel de marché :

Pour mesurer le potentiel de marché de chaque pays (MP_{ist}), deux méthodes alternatives sont comparées. La mesure la plus simple, fréquemment utilisée dans la littérature empirique, combine le PIB du pays i à un indice dit de centralité construit en utilisant la base “*Distances*” du CEPII :

$$Centralité_i = \sum_j \frac{1}{dist_{ij}}$$

avec $dist_{ij}$ la distance entre i et j . L'indice de centralité mesure l'inverse de la distance du pays i aux marchés que la filiale pourra atteindre à partir de cette localisation. Il est d'autant plus grand que le pays i a une position “centrale” dans le monde.

Dans la mesure où elle ne tient compte que de la taille du marché local i , cette mesure du potentiel de marché n'est pas conforme à la forme structurelle de la section 6.2.1. Néanmoins, comme le montrent notamment Head & Mayer (2004b), elle conduit souvent à des résultats très satisfaisants dans les estimations sur les choix de localisation. En particulier, les estimations obtenues en utilisant le PIB local comme variable de potentiel de marché sont souvent plus robustes que celles utilisant des mesures plus proches de la forme théorique, qui donnent moins de poids au marché local au bénéfice des pays voisins. Ce résultat s'explique par l'importance des “effets frontières” mis en évidence par les nombreuses estimations de l'équation de gravité. Cet effet conduit les firmes étrangères à vendre une part étonnamment importante de leur production sur le marché local.

pations sur le niveau futur des profits lorsqu'elle décide d'investir à l'étranger. Cependant, si les profits opérationnels futurs sont corrélés au profit espéré courant, l'approximation du programme de la firme n'utilisant que les informations sur les déterminants de l'investissement à la date t est satisfaisante.

Pour tester la robustesse des résultats obtenus avec cette mesure non structurelle du potentiel de marché, on utilise également une mesure alternative, calculée selon la méthode de Redding & Venables (2004). L'avantage de cette mesure est qu'elle est très proche de la forme structurelle du potentiel de marché. En particulier, elle tient compte de l'impact des prix agrégés sur la demande réelle. La méthode de Redding & Venables (2004) est basée sur l'estimation d'une équation de type gravitaire utilisant des effets fixes "exportateur" et "importateur" pour identifier les variables dites d'"accès au marché" et d'"accès aux fournisseurs". En utilisant les prédictions théoriques des Nouvelles Théories du Commerce, les auteurs montrent qu'en équilibre général, le flux d'importations (CAF) du pays j en provenance du pays exportateur i (IMP_{ij}) s'écrit :

$$IMP^{ij} = n_i p_{ij} m_{ij} = n_i p_i^{1-\sigma} \tau_{ij}^{1-\sigma} I_j P_j^{\sigma-1}$$

avec n_i le nombre de producteurs dans le pays i , p_i (p_{ij}) leur prix de vente FAB (CAF), m_{ij} la quantité consommée de chaque variété produite dans le pays i , σ l'élasticité de substitution entre les variétés, τ_{ij} le coût de transport de i vers j , I_j la demande nominale du pays j et P_j l'indice de prix agrégé dans le pays j . Dans cette équation, $n_i p_i^{1-\sigma}$ est ce que Redding & Venables (2004) appellent la "capacité d'offre" ("*Supply capacity*") de l'exportateur i tandis que $I_j P_j^{\sigma-1}$ est la "capacité de demande" ("*Market capacity*") de l'importateur. Ces deux variables sont estimées par le biais d'effets fixes exportateur (exp_i) et importateur (imp_j) introduits dans une équation de commerce bilatéral. L'estimation de la "capacité de demande" de chaque marché et de l'ampleur des barrières bilatérales aux échanges ($\tau_{ij}^{1-\sigma}$) permet de reconstituer une variable de potentiel de marché, dite réelle car elle tient compte de l'indice de prix de chaque marché

(“*Market access*” chez Redding et Venables) :

$$RMP_i = \sum_j I_j P_j^{\sigma-1} \tau_{ij}^{1-\sigma}$$

Pour estimer ce potentiel de marché réel, la première étape consiste donc à estimer une équation de type gravitaire en utilisant des données bilatérales d’importations (CAF) du FMI et des variables gravitaires fournies par le CEPII¹¹. L’équation estimée est de la forme suivante :

$$\ln IMP_{ij} = \theta + \mu_i \exp_i + \lambda_j \imp_j + \delta X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

avec X_{ij} un vecteur de variables de contrôle utilisées pour estimer la taille des barrières à l’échange entre les pays i et j . Celui-ci contient le logarithme de la distance entre i et j ($dist$), différentes variables *dummy* relatives à l’appartenance des pays à l’OMC ($gatt$), à leur participation à des accords commerciaux régionaux (rta) ou à une union monétaire (cu), une variable rendant compte de leur passé colonial (col) ainsi qu’une indicatrice de l’existence d’une frontière commune aux pays considérés ($border$) et une autre permettant d’identifier les pays qui parlent la même langue ($comlang$). L’estimation des coefficients de cette équation permet en deuxième étape de construire la variable de potentiel de marché qui nous intéresse, définie de la manière suivante :

$$\begin{aligned} RMP_i = & (\exp(\imp_i))^{\hat{\lambda}_i} dist_{ii}^{\hat{\delta}_{dist}/2} \exp \left(border^{\hat{\delta}_{border}} + col^{\hat{\delta}_{col}} + comlang^{\hat{\delta}_{comlang}} + rta^{\hat{\delta}_{rta}} + \right. \\ & \left. cu^{\hat{\delta}_{cu}} + gatt^{\hat{\delta}_{gatt}} \right) + \sum_{j \neq i} \left[(\exp(\imp_j))^{\hat{\lambda}_j} dist_{ij}^{\hat{\delta}_{dist}} \exp \left(border^{\hat{\delta}_{border}} + col^{\hat{\delta}_{col}} + \right. \right. \\ & \left. \left. comlang^{\hat{\delta}_{comlang}} + rta^{\hat{\delta}_{rta}} + cu^{\hat{\delta}_{cu}} + gatt^{\hat{\delta}_{gatt}} \right) \right] \end{aligned}$$

¹¹Les données d’importations sont celles de la base “*Dots*” du FMI et les variables gravitaires sont celles de la base “*Distances*” du CEPII. Tous les détails de construction de cette variable sont fournis dans le document de travail à paraître de Mayer et al. (2006).

Théoriquement, il existe un lien positif entre la probabilité d'investir dans le pays i et la taille de son potentiel de marché. Le coefficient attendu, associé à ces trois variables, est donc positif.

Prix des biens intermédiaires

En guise d'approximation du prix des inputs incorporés à la production (P_{it}^I), on utilise une variable mesurant l'accès à des fournisseurs de biens intermédiaires (*supply access* dans ce qui suit), construite en s'inspirant de Amiti & Javorcik (2005). Pour cela, on suppose qu'une filiale implantée dans le pays i achète ses biens intermédiaires dans le pays i ou ses voisins directs (l'ensemble adj dans ce qui suit). La variable d'accès au marché est définie comme suit :

$$SA_{ikt} = \beta_{kt} \sum_l a_{klt} \sum_{j \in adj} \frac{empl_{lt}^j}{empl_{lt}^{world}} \frac{1}{dist_{ij}}$$

où β_{kt} est la part des biens intermédiaires dans la production de l'industrie k à laquelle appartient la filiale, obtenue à partir des tables “*Input/Output*” de la France¹². $empl_{lt}^j$ est le niveau d'emploi de l'industrie l dans le pays j , utilisée comme *proxy* de la production¹³. $\frac{empl_{lt}^j}{empl_{lt}^{world}}$ approxime donc la part de j dans la production mondiale du bien intermédiaire l . Celle-ci est pondérée par la distance de façon à tenir compte de la facilité d'accès aux fournisseurs du pays j , à partir du pays i . a_{klt} est un coefficient technique également tiré des tables “*Input/Output*”, qui mesure l'intensité factorielle de l'industrie k en bien intermédiaire l .

La variable de *supply access* dépend donc à la fois de la technologie de la firme, qui

¹²On suppose donc implicitement que la filiale étrangère a la même technologie que la moyenne des firmes françaises du même secteur.

¹³Pour calculer le niveau d'emploi par industrie, on utilise l'information de la base sur l'emploi de l'ensemble des filiales de l'industrie l localisée dans le pays j . On suppose donc que la filiale achète ses biens intermédiaires à d'autres filiales de firmes françaises, ou que la répartition de ces dernières est représentative de la répartition de l'ensemble des producteurs de biens intermédiaires.

la rend plus ou moins sensible au prix des biens intermédiaires, et de la disponibilité des biens intermédiaires dans le pays d'accueil i . Dans l'estimation, cette variable est retardée d'un an de façon à limiter les problèmes d'endogénéité. Un meilleur accès aux fournisseurs étant supposé réduire le prix des inputs pour la filiale, on s'attend à un impact positif de cette variable sur la probabilité d'investir dans le pays i .

Coûts du travail

Conformément au modèle du chapitre 5, on utilise deux mesures distinctes des coûts du travail. La première est une mesure du salaire minimum dans le pays d'accueil. Comme dans la littérature en économie du travail, celui-ci est rapporté au salaire médian dans l'économie¹⁴. En effet, le *niveau* du salaire minimum ne suffit pas à rendre compte de l'ampleur de la contrainte imposée aux entreprises par la législation sur la rémunération minimum du travail. A l'inverse, le ratio du salaire minimum au salaire médian donne une indication supplémentaire sur la part de la population active rémunérée au salaire minimum. En outre, rapporter le salaire minimum au salaire médian permet de s'affranchir du problème technique lié aux écarts entre pays en ce qui concerne la définition du salaire minimum, qui porte sur différentes périodes de travail (salaire horaire, salaire hebdomadaire ou salaire mensuel).

L'analyse théorique du chapitre 5 suggère que cette variable a un double effet sur les profits espérés : d'une part, le salaire minimum augmente le coût du travail non-qualifié par rapport à ce qu'il serait sur un marché du travail flexible ; d'autre part, il permet de soutenir la demande des travailleurs les moins qualifiés. Le coefficient estimé associé à cette variable est donc ambigu.

En ce qui concerne le salaire médian, on utilise de manière alternative deux variables

¹⁴cf. détails en Annexe C.2.1.

proxy. La première est une mesure du PIB par tête du pays i ¹⁵. En effet, cette variable est souvent utilisée dans la littérature sur les déterminants de l'IDE, pour approximer les coûts de production (cf. Eichengreen & Tong (2005) par exemple). Son intérêt principal est qu'elle est disponible pour un grand nombre de pays. En outre, elle permet de contrôler pour un plus grand nombre de prix des facteurs immobiliers que le seul salaire. On peut notamment s'attendre à une corrélation entre le niveau du PIB par tête et le niveau de la productivité du pays, qui est elle-même susceptible d'influencer les choix de localisation des entreprises¹⁶.

De manière alternative, on utilise une mesure sectorielle du salaire obtenue à partir de la base "*Commerce et Production*" du CEPII qui fournit, pour 67 pays dans la nomenclature CITI à 3 chiffres, la masse salariale, l'emploi et la valeur ajoutée. Ces informations permettent de calculer le taux de salaire moyen du secteur (défini comme le ratio masse salariale sur emploi) ainsi que la productivité du travail (valeur ajoutée par employé). Cette dernière est introduite dans les estimations de façon à tenir compte de l'éventuel impact sur les choix de localisation de l'efficacité des travailleurs du pays récepteur de l'investissement. Par rapport aux séries de PIB par tête, l'inconvénient de ces variables sectorielles de coût du travail est qu'elles sont nettement moins bien renseignées, ce qui réduit considérablement la taille de l'échantillon utilisé pour les estimations.

Dès lors que ces séries approximent de manière satisfaisante le niveau des coûts de production, on s'attend à un impact négatif de ces variables sur la probabilité d'investir dans le pays considéré.

¹⁵Source : Banque Mondiale, *World Development Indicators*.

¹⁶On peut cependant se demander dans quelle mesure la productivité du pays influence les choix de localisation de l'IDE. En effet, pour une firme multinationale, la productivité est une caractéristique interne qui ne dépend pas nécessairement du lieu de production mais plutôt du capital physique (machines, etc.) et intangible (brevets, organisation interne) de l'entreprise. La question de savoir si la firme qui investit à l'étranger est davantage sensible à la faiblesse des salaires ou du coût unitaire du travail est une question qui reste ouverte dans la littérature théorique et empirique.

Autres variables de coûts

On introduit systématiquement dans la liste des variables explicatives des mesures de l'ampleur des coûts de transaction auxquels la firme française fait face dans ses relations avec sa filiale implantée dans le pays i . En effet, si la firme multinationale française a une stratégie globale de production ou de distribution, le coût de l'IDE croît en présence d'obstacles à la communication entre la maison-mère et sa filiale. Les différentes variables de contrôle utilisées sont des effets fixes spécifiques à chaque continent, la distance à la France ($dist_{FRAi}$) et deux variables dichotomiques mesurant les liens culturels entre le pays i et la France, *langue commune* qui prend la valeur 1 si le pays i est francophone et *ex colonie* égale à 1 si celui-ci est une ancienne colonie de la France. On s'attend à ce que la probabilité d'investir dans le pays i soit plus élevée si celui-ci est proche de la France (au sens géographique), francophone et si c'est une ancienne colonie française. Néanmoins, ces variables sont susceptibles de capturer également d'autres variables omises expliquant les choix de localisation, ce qui peut conduire à une forte sensibilité des coefficients estimés à la spécification et à l'échantillon considéré.

En outre, on tient compte des éventuelles externalités liées aux investissements passés de firmes françaises dans le pays i . En effet, la littérature empirique met en évidence le rôle du mimétisme des investisseurs pour expliquer les décisions de localisation à l'étranger : les investisseurs tendent à s'agglomérer dans des pays où d'autres filiales du même secteur ont déjà été créées¹⁷. Afin de tenir compte de ces éventuelles externalités, on ajoute une variable de contrôle mesurant le nombre cumulé de filiales de firmes françaises de la même industrie créées par le passé dans le pays i (la variable "*nbre de filiales du même sect*" dans les tableaux de résultats). En théorie, son impact sur la probabilité d'investir devrait être positif. Cependant, cette variable est susceptible de capturer un grand nombre de caractéristiques non-observées propres au pays i , influençant les choix

¹⁷cf. Head & Mayer (2004b) par exemple.

de localisation. L'impact sur la probabilité d'investir d'une telle variable, qui capte à la fois des externalités et d'autres variables omises non-observées, est donc ambigu.

Enfin, dans une des variantes de l'estimation, une variable de contrôle mesurant la taille des cotisations sociales est également ajoutée. En effet, comme le montrent notamment Kramarz & Philippon (2001), l'effet du salaire minimum peut difficilement être dissocié de celui des charges sociales dès lors que les hausses du seuil minimum de rémunération sont en partie compensées par des allègements de charges. Pour cela, on calcule le taux moyen de cotisations sociales à partir de données de l'OCDE.

De nombreux détails sur la construction des séries utilisées sont fournies en Annexe C.2.1.

6.2.3 Statistiques descriptives

A partir de l'échantillon restreint d'IDE (à 22 pays légiférant sur le niveau du salaire minimum), on obtient l'évolution du nombre d'IDE au cours du temps, résumée dans le graphique 6.1¹⁸. On vérifie que les investissements à l'étranger sont de plus en plus nombreux au cours des années 90, ce qui confirme l'évolution observée sur données macroéconomiques (cf. Yi (2005) par exemple).

Les graphiques 6.2 et 6.3 illustrent la répartition géographique de ces investissements, de manière statique puis en tenant compte de son évolution temporelle. Environ la moitié des investissements de l'échantillon se dirigent vers un pays d'Europe de l'Ouest. Avec les IDE en Amérique du Nord, ce sont plus de 60% des investissements qui sont faits dans des pays riches. D'après la classification utilisée notamment par Barba Navaretti & Venables (2004), on peut assimiler ce type d'investissements à de l'IDE "horizontal".

¹⁸Les résultats obtenus avec l'échantillon d'IDE dans les 33 pays pour lesquels on connaît la législation sur les salaires minimums donnent une image similaire de l'échantillon.

FIG. 6.1 – Nombre d’IDE par année

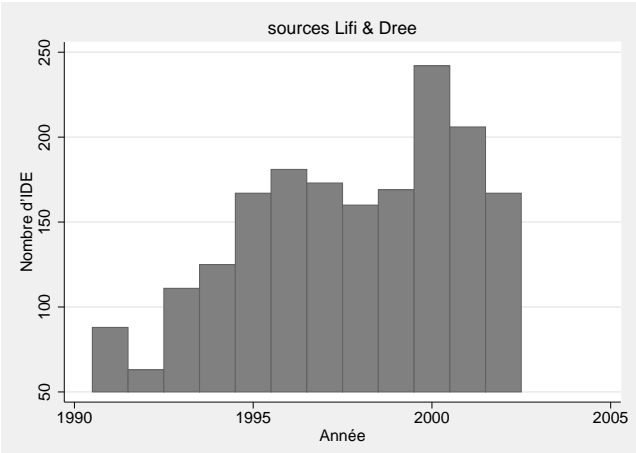


FIG. 6.2 – Nombre d’IDE par zone géographique

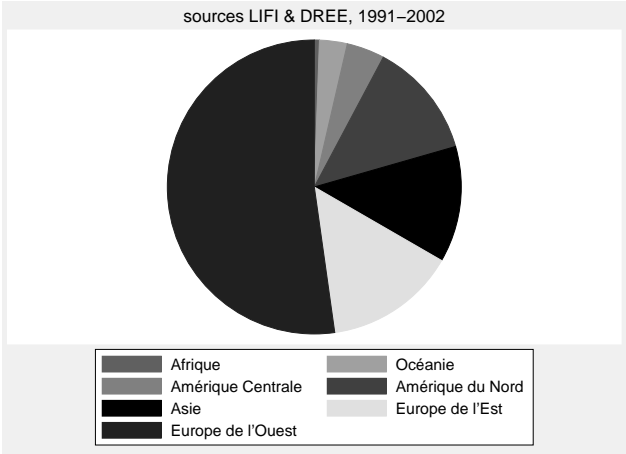
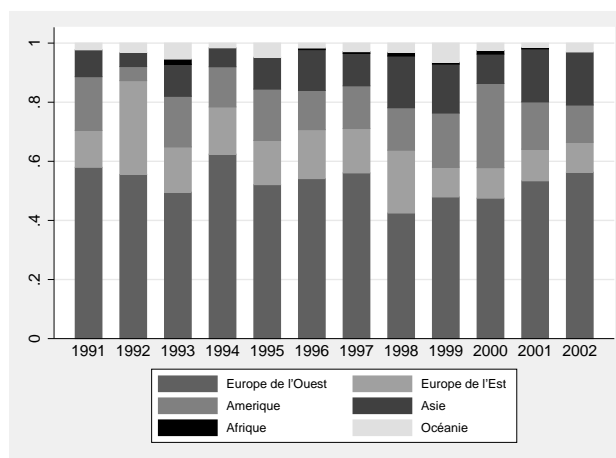


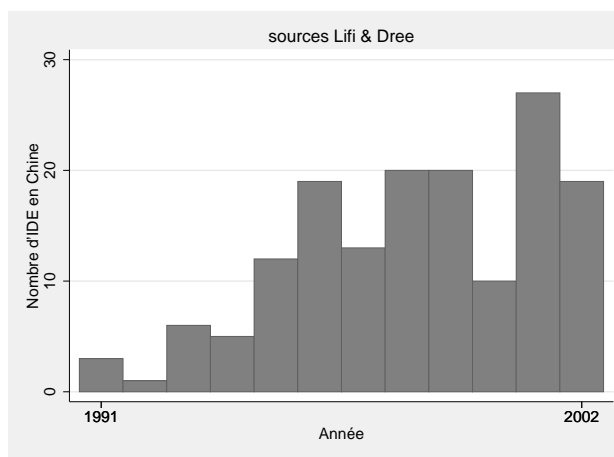
FIG. 6.3 – Evolution de la répartition géographique des investissements



Au regard de l'évolution temporelle des IDE, le graphique 6.3 montre que la part de IDE en Europe de l'Ouest diminue légèrement au cours de la période considérée au bénéfice de l'Europe de l'Est. Cette évolution reflète sans doute un des aspects de l'intégration progressive de ces économies à l'Union Européenne. En outre, la part de l'Asie tend à augmenter, principalement du fait des IDE en Chine (graphique 6.4). L'augmentation des investissements en Europe de l'Est et en Chine pourrait refléter une intensification des IDE de type vertical dans les investissements à l'étranger des firmes françaises. Une telle tendance confirmerait les résultats obtenus par Hanson et al. (2001) sur données américaines. Cependant, l'interprétation n'est pas évidente ici dans la mesure où ces deux zones, en plus de bénéficier de coûts de production relativement bas, ouvrent aussi des perspectives intéressantes en terme de marché. La frontière entre investissements de type horizontal et vertical est ici ténue.

La figure 6.5 donne une idée de la direction du lien entre le choix de localisation de l'IDE et les principales variables explicatives utilisées dans l'analyse empirique. Il apparaît immédiatement un lien positif fort entre le niveau du PIB du pays et le nombre

FIG. 6.4 – Evolution des IDE en Chine



d'investissements qui s'y dirigent. Celui-ci confirme la forte sensibilité des flux d'IDE au potentiel de marché du pays-cible. Au contraire, avec les variables utilisées pour approximer les coûts de production, le lien est plus faible voire quasi-nul dans le cas du PIB par tête. La relation univariée entre le ratio du salaire minimum au salaire médian et le nombre d'IDE est néanmoins légèrement positive, comme le suggère le modèle du chapitre 5¹⁹.

Ces relations univariées ne suffisent pas cependant pour expliquer les décisions complexes d'investissement à l'étranger. Dans ce qui suit, nous présentons donc les résultats de l'estimation de l'équation de profit (6.3) par un logit conditionnel multivarié.

¹⁹En effet, dans le cas d'une relation univariée dans laquelle on ne contrôle pas pour l'effet de la demande agrégée sur les choix de localisation, l'impact de \underline{w} est théoriquement positif.

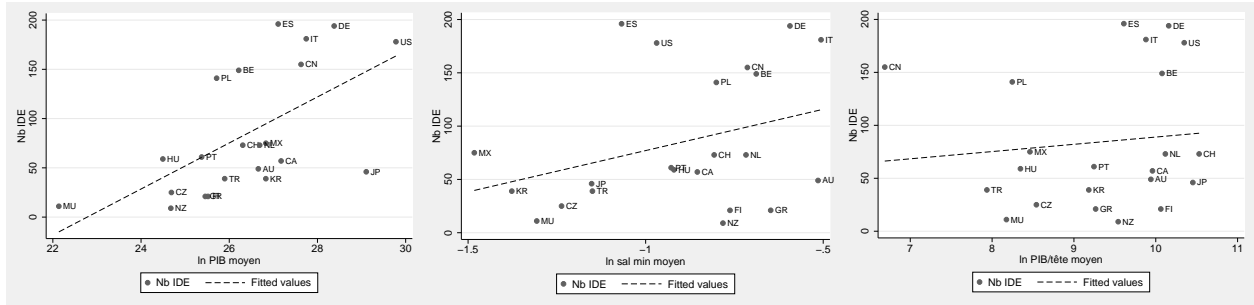


FIG. 6.5 – Relation univariée entre le nombre d’IDE et les principales variables explicatives

6.3 Résultats

6.3.1 Estimation de référence

Le tableau 6.1 présente les résultats de l’estimation du modèle logit conditionnel sur l’échantillon de 1852 IDE dans des pays à salaire minimum entre 1991 et 2002. Les deux premières colonnes fournissent les résultats de l’estimation de “référence” expliquant la localisation des investissements considérés par le PIB du pays récepteur, l’indice de centralité, les variables de gravité approximant les coûts de transaction, la variable d’accès aux fournisseurs de biens intermédiaires, le nombre cumulé d’investissements passés et une variable de coût du travail, PIB par tête (colonne (A)) ou salaire sectoriel (colonne (B)). De nombreux tests de sensibilité des résultats à la spécification utilisées sont fournis en Annexe C.2.2, qui présente les estimations réalisées sur l’échantillon complet à 87 pays. Les colonnes (C) et (D) ajoutent à cette régression le ratio du salaire minimum au salaire médian.

Les deux premières colonnes permettent de vérifier la plupart des résultats standards de la littérature empirique sur données individuelles (notamment ceux de Head & Mayer (2004b) et Amiti & Javorcik (2005)). Elles montrent que la probabilité pour un pays

TAB. 6.1 – Logit conditionnel sur l'échantillon à 22 pays légiférant sur le niveau du salaire minimum

Modèle :	Variable Dépendante : Pays choisi			
	(A)	(B)	(C)	(D)
ln PIB	0.38 ^a (0.05)	0.36 ^a (0.07)	0.33 ^a (0.05)	0.22 ^b (0.09)
Indice de centralité	-0.91 ^a (0.26)	-1.32 ^a (0.30)	-1.39 ^a (0.33)	-2.18 ^a (0.47)
ln distance	-0.54 ^a (0.18)	-0.79 ^a (0.22)	-0.62 ^a (0.18)	-1.09 ^a (0.26)
langue commune	-0.12 (0.13)	-0.03 (0.19)	-0.18 (0.14)	-0.32 (0.23)
ex colonie	0.38 ^b (0.20)	0.29 (0.25)	0.14 (0.22)	0.04 (0.27)
nb de firmes du même sect. (t-1)	0.23 ^a (0.06)	0.13 ^c (0.08)	0.22 ^a (0.06)	0.12 (0.08)
ln supply access	0.16 ^a (0.03)	0.15 ^a (0.03)	0.17 ^a (0.03)	0.17 ^a (0.04)
ln PIB par tête	-0.42 ^a (0.04)		-0.34 ^a (0.06)	
ln salaire sectoriel		-0.38 ^b (0.15)		-0.28 ^c (0.15)
ln productivité du travail (sectorielle)		-0.02 (0.10)		0.05 (0.10)
ln ratio salaire minimum			0.40 ^b (0.17)	0.63 ^b (0.26)
Effets Fixes Continents	Oui	Oui	Oui	Oui
N	36833	17394	36833	17394
R ²	0.084	0.091	0.084	0.092

Note : Ecart-types entre parenthèses avec ^a, ^b et ^c correspondant respectivement à une significativité à 1%, 5% et 10%.

d'être choisi comme lieu d'implantation d'une filiale est d'autant plus élevée que son PIB est élevé, qu'il permet un accès peu coûteux aux biens intermédiaires incorporés à la production (*supply access* positif et significatif) et que les coûts de production (qu'ils soient approximatés par le PIB par tête ou par le salaire) y sont faibles²⁰. En outre, les entreprises françaises sont plus enclines à investir dans des pays proches de la France, comme le montre le coefficient significativement négatif associé à la distance, et dans les pays où d'autres firmes du même secteur ont déjà investi par le passé. Par contre, la productivité du travail n'affecte pas significativement le choix de localisation des firmes. Ce résultat est cohérent avec les hypothèses des modèles de firmes hétérogènes à la Méltz (2003) dans lesquels la productivité est une caractéristique propre à la firme multinationale qui dépend principalement de caractéristiques individuelles telles que le montant de son capital physique (ses machines) ou la qualité de son capital intangible (brevets, organisation de la production, ...) et pas de la productivité des salariés du pays où se localise la filiale²¹.

Plusieurs résultats sont plus difficiles à expliquer ou sensibles à la spécification. Ainsi, dans les régressions (A) et (B), l'indice de centralité a un impact négatif et significatif sur la probabilité d'investir, contrairement à ce à quoi on s'attend *a priori*. Ce résultat est sans doute dû à un biais de sélection géographique, le coefficient estimé étant positif ou non significatif dans les régressions sur l'échantillon à 87 pays²². Ce biais pourrait également expliquer les résultats relatifs aux autres variables de gravité : l'impact de la langue n'est jamais significatif tandis que le fait d'être une ancienne colonie française

²⁰En outre, les effets fixes "Continents" sont généralement significatifs et du signe espéré (positif pour l'Amérique du Nord et l'Europe de l'Est). Pour gagner de la place, ils ne sont pas présentés dans le tableau de résultats, leur présence dans la régression n'étant justifiée que comme variable de contrôle.

²¹Il faut noter néanmoins que ce résultat tient probablement en partie à l'échantillon de pays considéré, qui n'offre pas une forte disparité entre pays en terme de productivité du travail.

²²En effet, restreindre l'échantillon aux seuls pays légiférant sur le niveau du salaire minimum est assez contraignant du point de vue statistique et implique probablement un biais de sélection influençant les résultats relatifs aux variables de gravité.

n'augmente significativement la probabilité d'être choisi comme lieu d'implantation de la filiale que dans l'estimation utilisant le PIB par tête comme variable de coût. Dans la mesure où ces variables sont susceptibles de capter d'autres facteurs non-observés influençant les décisions de localisation, il n'est pas nécessairement surprenant que les résultats soient assez sensibles à la spécification utilisée²³.

A la liste des variables explicatives de la régression de référence, les colonnes (C) et (D) ajoutent le ratio du salaire minimum au salaire médian, ce qui permet d'étudier l'impact marginal des écarts de salaire minimum sur les choix de localisation. L'ajout de cette variable ne modifie pas substantiellement les coefficients estimés dans la régression de référence. En outre, le coefficient relatif au ratio du salaire minimum est significatif et positif, ce qui suggère que la probabilité d'investir dans un pays s'accroît de manière significative lorsque le ratio salaire minimum sur salaire médian est élevé. Les élasticités de la probabilité d'investir dans un pays, calculées à partir de l'estimation utilisant le PIB par tête comme variable de coût, suggèrent qu'une hausse de 1% du ratio salaire minimum sur salaire médian augmente la probabilité pour une firme d'investir dans le pays de 0.38%²⁴. Ce résultat est robuste à la variable utilisée pour mesurer le coût du travail : quand on remplace le PIB par tête par le salaire moyen du secteur, complété par une mesure de la productivité du travail, l'élasticité de la probabilité d'investir au

²³La prise en compte de ce type de variables dans les équations d'IDE est beaucoup moins systématique que dans les régressions de type gravitaire. Ainsi, ni Head & Mayer (2004b), ni Amiti & Javorcik (2005) n'introduisent de telles approximations des coûts de transaction dans leurs estimations sur données individuelles. En effet, leur impact sur les décisions d'investissement à l'étranger est ambigu théoriquement, puisqu'il dépend du type d'IDE étudiés (cf. Barba Navaretti & Venables (2004)). Si on supprime de la liste de variables explicatives de la régression (A) les trois variables de gravité (*distance*, *langue commune* et *ex colonie*), les autres coefficients sont inchangés, sauf celui relatif à l'indice de centralité qui diminue légèrement (en valeur absolue) et perd de sa significativité (mais reste significatif à 5%).

²⁴Avec un échantillon de pays relativement restreint, les coefficients estimés ne peuvent être directement interprétés en terme d'effet marginal. Les élasticités sont donc calculées en utilisant la formule : $\epsilon = \hat{\beta}(1 - P)$ avec ϵ l'élasticité de la probabilité d'investir, $\hat{\beta}$ le coefficient estimé et P la probabilité prédite moyenne. cf. Train (2003).

ratio du salaire minimum est même supérieur (0.59%) tandis que le coefficient relatif à la variable de productivité du travail reste non significatif. Si on compare l'effet du salaire minimum avec l'impact des autres déterminants plus traditionnels tels que le PIB ou le coût du travail, on constate que l'ampleur de l'effet identifié est relativement élevée. En effet, les résultats consignés dans la colonne (C) suggèrent que l'élasticité de la probabilité d'investir à une hausse de 1% du PIB est de 0.31% tandis qu'une hausse équivalente du PIB par tête réduit la probabilité d'investir dans le pays concerné de 0.32%.

Au sein du groupe de pays légiférant sur le niveau du salaire minimum, le ratio salaire minimum sur salaire médian semble donc avoir un impact positif conséquent sur l'attractivité. Si on considère ce ratio comme une mesure de l'ampleur de la contrainte imposée aux firmes par les législations sur le salaire minimum, un tel résultat est difficile à expliquer. En effet, on s'attend alors à une influence négative de cette variable sur la probabilité d'investir dans un pays donné. Les régressions du tableau 6.1 suggèrent cependant que l'information contenue dans cette variable va au-delà de l'impact de la législation sur la compétitivité-coût de l'entreprise. D'après les prédictions théoriques du chapitre 5, ce résultat pourrait refléter un effet de demande agrégé lié au salaire minimum, qui ne serait pas capté par la mesure de potentiel de marché : un salaire minimum élevé permettant de soutenir la demande des travailleurs les moins qualifiés constituerait un facteur attractif des flux d'IDE horizontal. Dans la mesure où ce résultat peut paraître surprenant, il convient de tester la robustesse de l'effet identifié à la spécification économétrique, notamment à la manière dont on mesure le potentiel de marché et les coûts de production. C'est ce qui est fait dans le paragraphe suivant.

6.3.2 Analyse de sensibilité

6.3.2.1 Sensibilité aux variables de contrôle

Le tableau 6.2 fournit les résultats de différentes variantes permettant de tester la robustesse de l'effet du salaire minimum aux autres variables de contrôle de l'estimation²⁵. Les colonnes (A) et (B) comparent les résultats obtenus avec les deux mesures alternatives du potentiel de marché tandis que l'estimation de la colonne (C) supprime au contraire la mesure de la taille du marché. Dans la colonne (D), on ajoute un contrôle pour le niveau des cotisations sociales du pays récepteur, de façon à tenir compte de l'argument de Kramarz & Philippon (2001) selon lequel l'impact des ajustements de salaire minimum ne peut être dissocié des ajustements de charges sociales qui l'accompagnent souvent. Enfin, dans la colonne (E), on remplace l'ensemble des variables de gravité par des effets fixes pays, ce qui permet de mieux tenir compte des déterminants nationaux affectant de manière constante dans le temps la probabilité d'investir dans un pays.

Les colonnes (A), (B) et (C) permettent d'affiner l'hypothèse selon laquelle l'effet positif du salaire minimum serait dû à un effet demande dont la variable de potentiel de marché ne tiendrait pas compte. En effet, on s'attend alors à ce que le coefficient estimé soit assez sensible à la manière dont on mesure le potentiel de marché. Quand on utilise la variable de contrôle "structurelle" estimée à partir des flux de commerce observés, on constate en effet que le coefficient relatif au ratio du salaire minimum au salaire médian diminue et n'est plus significatif qu'au seuil de 10%. Au contraire, quand on supprime tout contrôle de l'impact du potentiel de marché sur la localisation des firmes, est très significatif. Néanmoins, quelle que soit la mesure du potentiel de marché utilisée, l'effet

²⁵On prend comme référence l'estimation utilisant le PIB par tête comme mesure du coût de production (colonne (C) du tableau 6.1). En effet, les résultats du tableau 6.1 montrent que les estimations sont peu sensibles à la manière dont on mesure cette variable. Cependant, utiliser le salaire sectoriel réduit la taille de l'échantillon donc la précision des estimations.

TAB. 6.2 – Sensibilité aux variables de contrôle (échantillon à 22 pays)

Modèle :	Variable Dépendante : Pays choisi				
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
ln PIB	0.33 ^a (0.05)			0.31 ^a (0.12)	3.79 ^a (1.44)
Indice de centralité	-1.39 ^a (0.33)			-0.74 (0.68)	
ln potentiel de marché réel		0.18 ^a (0.05)			
ln distance	-0.62 ^a (0.18)	0.08 (0.16)	-0.19 (0.15)	-0.29 (0.44)	
langue commune	-0.18 (0.14)	-0.63 ^a (0.11)	-0.91 ^a (0.09)	-0.10 (0.30)	
ex colonie	0.14 (0.22)	1.01 ^a (0.19)	1.16 ^a (0.19)	0.42 (0.47)	
ln PIB par tête	-0.34 ^a (0.06)	-0.36 ^a (0.05)	-0.24 ^a (0.04)	-0.37 (0.29)	-3.33 ^b (1.47)
nb de firmes du même sect. (t-1)	0.22 ^a (0.06)	0.26 ^a (0.06)	0.27 ^a (0.06)	0.13 (0.11)	0.19 ^a (0.06)
ln supply access (t-1)	0.17 ^a (0.03)	0.28 ^a (0.02)	0.29 ^a (0.02)	0.19 ^a (0.06)	0.14 ^a (0.04)
ln ratio salaire minimum	0.40 ^b (0.17)	0.25 ^c (0.13)	0.35 ^a (0.13)	0.45 (0.46)	0.41 (0.25)
ln cotisations sociales				-0.18 (1.25)	
Effets Fixes Continents	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	36833	36833	36833	7683	40507
R ²	0.084	0.078	0.077	0.095	0.094

Note : Ecart-types entre parenthèses avec ^a, ^b et ^c correspondant respectivement à une significativité à 1%, 5% et 10%.

de la législation sur le salaire minimum reste positif et significatif. Ces résultats suggèrent que le ratio du salaire minimum rend compte d'une dimension supplémentaire qui n'est pas incluse dans la mesure du potentiel de marché. En particulier, alors que le potentiel de marché est une mesure de la demande agrégée, le ratio salaire minimum sur salaire médian traduit l'ampleur des inégalités de revenus parmi les salariés du pays considéré. Or, si on suppose que l'élasticité de la consommation au revenu est décroissante, une redistribution en faveur des travailleurs les moins qualifiés qui se traduit par un ratio du salaire minimum au salaire médian élevé modifie la structure de la consommation, sans avoir nécessairement d'effet sur la mesure agrégée du potentiel de marché.

Dans la colonne (D), on teste la robustesse de l'effet du salaire minimum quand on tient compte des cotisations sociales. En effet, si un salaire minimum élevé est compensé par des allègements de charges pour les filiales de firmes étrangères, il est possible que l'effet positif du ratio du salaire minimum au salaire médian obtenu dans les estimations précédentes reflète l'attrait pour les firmes que représentent des prélèvements sociaux relativement faibles. Malheureusement, la disponibilité des données relatives à cette variable est très limitée ce qui explique que la taille de l'échantillon passe de presque 37000 points à moins de 8000. Dans cette variante, le ratio du salaire minimum perd sa significativité. Cependant, dans la mesure où c'est le cas également de la plupart des coefficients, il est peu probable que ce résultat reflète un réel problème de variable omise qui expliquerait l'effet positif du ratio de salaire minimum obtenu dans les régressions précédentes.

Enfin, les résultats de la dernière colonne du tableau 6.2 concernent l'estimation d'un modèle incluant un effet fixe par pays. Dans ce cas, l'identification des paramètres est faite en utilisant la dimension temporelle des données d'IDE. Ces effets fixes permettent de tenir compte implicitement d'un grand nombre de variables non-observées conduisant

à une concentration géographique persistante des IDE²⁶. Cette estimation confirme l'impact significativement positif du PIB du pays récepteur et de l'accès aux fournisseurs de biens intermédiaires sur les choix de localisation. De même, le coefficient mesurant les effets d'agglomération ("nb de firmes du même sect.") reste positif²⁷ tandis que l'effet du PIB par tête est toujours négatif et significatif. En revanche, le ratio du salaire minimum au salaire médian n'est plus significatif dans ce cas. Néanmoins, cela ne remet pas nécessairement en question les résultats précédents. En effet, la variabilité temporelle des séries mesurant le ratio du salaire minimum au salaire médian est faible ce qui peut expliquer la perte de significativité du coefficient associé à cette variable lorsqu'il est identifié dans la dimension temporelle.

6.3.2.2 Sensibilité à l'échantillon de pays

Dans ce paragraphe, on étudie la sensibilité des résultats à l'échantillon considéré de pays. En effet, les résultats précédents suggèrent que le ratio du salaire minimum au salaire médian influence positivement le choix de localisation dans un pays **conditionnellement au fait d'investir dans un des 22 pays avec salaire minimum**. Il est possible cependant que ce résultat ne soit plus vérifié si on envisage une localisation au sein d'un groupe différent de pays. Les colonnes (A) à (D) permettent de comparer les résultats obtenus quand on estime le modèle discuté ci-dessus pour quatre groupes de pays : les pays à salaire minimum (colonne (A)), le sous-échantillon des pays les plus

²⁶Les effets fixes servent notamment de contrôle pour des variables non-observées de coûts comme le prix de la rente ou celui d'un certain nombre de ressources naturelles, qui dépend de la disponibilité des ressources dans chaque pays. Dès lors que les changements de fiscalité ne sont pas trop fréquents, les effets fixes contrôlent également pour les écarts structurels de fiscalité entre pays.

²⁷La robustesse de ce coefficient confirme la capacité de cette variable à capter des effets d'externalité. La manière dont elle est construite pourrait en effet introduire un doute sur un éventuel problème d'endogénéité dû à des variables omises qui expliqueraient la concentration des IDE dans un même pays. Le fait que le coefficient reste significativement positif quand il est identifié en n'utilisant que sa variabilité temporelle confirme l'existence d'effets dynamiques d'agglomération.

riches²⁸, en direction desquels l'IDE de type horizontal est susceptible de dominer (colonne (B)), le sous-échantillon des pays membres de l'Union Européenne à 25²⁹, dont la forte intégration est susceptible de générer un phénomène de concurrence sociale (colonne (C)) et le groupe des 33 pays pour lesquels on dispose d'une information concernant le fonctionnement de leur marché du travail, qu'ils imposent ou non un salaire minimum³⁰ (colonne (D)).

Quel que soit l'échantillon concerné, un certain nombre de résultats restent inchangés : l'effet du PIB est toujours significativement positif tandis que l'influence du PIB par tête est négative. En outre, les coefficients relatifs à la variable de *supply access* et au nombre cumulé d'investissements passés sont également robustes, sauf dans la régression sur l'échantillon des pays riches dans laquelle ils perdent leur significativité. Comme dans les précédentes régressions, l'effet des variables de gravité est au contraire assez sensible³¹.

L'effet du salaire minimum n'est plus significatif dans les régressions (B) et (C), réalisées sur des échantillons restreints de pays à salaire minimum. Cette perte de significativité pourrait révéler une moindre importance de l'effet demande du salaire minimum dans les déterminants des choix de localisation, quand celle-ci est envisagée au sein d'un groupe de pays riches ou relativement intégrés. Il faut noter cependant que les restrictions sur l'échantillon d'IDE utilisé dans les régressions des colonnes (B) et (C) sont assez contraignantes. La baisse du nombre d'observations conduit en effet à une perte notable de précision, qui se traduit par une hausse des écart-types estimés. Il est dès lors

²⁸ Allemagne, Australie, Belgique-Luxembourg, Canada, Danemark, Espagne, Etats-Unis, Finlande, Grèce, Italie, Japon, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Portugal et Suisse.

²⁹ Allemagne, Belgique-Luxembourg, Danemark, Espagne, Finlande, Grèce, Italie, Pays-Bas, Portugal et République tchèque.

³⁰ Pour les pays qui ne légifèrent pas sur le niveau du salaire minimum, le ratio salaire minimum sur salaire médian est fixé à .0001 de façon à pouvoir calculer le logarithme de ce ratio.

³¹ La variable *ex colonie* est supprimée des régressions des colonnes (B) et (C) qui portent sur des échantillons de pays qui n'ont jamais été colonisés par la France.

TAB. 6.3 – Sensibilité à l'échantillon de pays : logit conditionnel sur différents échantillons et modèles logits imbriqués

Modèle :	Variable Dépendante : Pays Choisi					
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
ln PIB	0.33 ^a (0.05)	0.70 ^a (0.11)	0.50 ^a (0.09)	0.47 ^a (0.03)	0.45 ^a (0.03)	0.45 ^a (0.03)
Indice de centralité	-1.39 ^a (0.33)	-0.92 ^b (0.41)	-1.09 ^a (0.36)	0.10 (0.15)	0.08 (0.15)	0.14 (0.15)
ln distance	-0.62 ^a (0.18)	-0.51 ^b (0.21)	-0.60 ^b (0.25)	-0.17 (0.12)	-0.05 (0.13)	-0.16 (0.12)
langue commune	-0.18 (0.14)	0.64 ^b (0.25)	0.59 ^b (0.23)	-0.01 (0.11)	0.03 (0.11)	-0.02 (0.11)
ex colonie	0.14 (0.22)			0.31 ^b (0.15)	0.32 ^b (0.15)	0.31 ^b (0.15)
ln PIB par tête	-0.34 ^a (0.06)	-0.79 ^a (0.18)	-0.86 ^a (0.10)	-0.49 ^a (0.04)	-0.49 ^a (0.04)	-0.48 ^a (0.04)
nb de firmes du même sect. (t-1)	0.22 ^a (0.06)	0.06 (0.07)	0.17 ^b (0.08)	0.20 ^a (0.05)	0.20 ^a (0.05)	0.18 ^a (0.06)
ln supply access	0.17 ^a (0.03)	0.03 (0.04)	0.09 ^b (0.04)	0.18 ^a (0.02)	0.21 ^a (0.02)	0.18 ^a (0.02)
ln ratio salaire minimum	0.40 ^b (0.17)	-0.27 (0.29)	0.44 (0.33)	-0.03 ^a (0.01)	0.02 (0.01)	-0.02 ^a (0.01)
Effets Fixes Continents	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Non
N	36833	18270	9029	70471	39424	18587
Nb de pays	22	14	11	33	33	33
R ²	0.084	0.097	0.099	0.113	0.109	0.123
	Variable Dépendante : Groupe Choisi					
valeur inclusive	0.72 ^a (0.03)					
ln PIB continental	0.82 ^a (0.03)					
Nest						
N	Avec/Sans <u>w</u>					
R ²	3912 0.312					
	Continents 11736 0.251					

Note : Ecart-types entre parenthèses avec ^a, ^b et ^c correspondant respectivement à une significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

difficile de déterminer si la perte de significativité du coefficient relatif à la variable de salaire minimum est due à un problème statistique ou révèle un réel fait économique.

Finalement, le résultat le plus intéressant est obtenu quand on compare les colonnes (A) et (D). En effet, alors que le ratio du salaire minimum influence positivement les choix de localisation au sein de l'échantillon légiférant sur le niveau du salaire minimum, cet effet s'inverse quand on intègre à l'échantillon des pays dans lesquels il n'y a pas de salaire minimum. Dans ce cas, l'élasticité de la probabilité d'investir au niveau du ratio salaire minimum sur salaire médian est significativement négative, égale à -0.03. Dès lors qu'on tient compte de la possibilité pour les entreprises françaises d'investir dans des pays qui ne légifèrent pas sur le salaire minimum, le **niveau** du salaire minimum (rapporté à celui du salaire médian) semble donc constituer un facteur négatif en terme d'attractivité.

En terme de politique économique, ce résultat signifie que le fait d'augmenter son salaire minimum est moins contraignant pour l'attractivité nationale si tous les pays légifèrent sur le salaire minimum, quel que soit le niveau choisi, que si certains pays n'imposent aucune contrainte sur la rémunération des salaires, auquel cas les firmes ont une incitation à localiser leur investissement sur un marché du travail flexible. Ces résultats suggèrent que l'existence et le niveau du salaire minimum jouent un rôle différent dans les choix de localisation des entreprises. Pour affiner cette hypothèse, on estime dans ce qui suit un modèle de logits imbriqués.

6.3.2.3 Logits imbriqués

Le schéma décisionnel en deux étapes testé dans la régression de la colonne (E) du tableau 6.3 suppose que les firmes françaises décident d'abord d'investir dans un groupe de pays selon qu'il y existe ou non un salaire minimum, avant de choisir le pays exact d'implantation, conditionnellement au groupe choisi. La première étape est ici

modélisée comme une fonction du profit moyen espéré de chaque type d'investissement (investissement dans un pays à salaire minimum ou localisation sur un marché du travail flexible), résumé dans la valeur inclusive IV_n . Celle-ci est calculée à partir des résultats de l'estimation du choix de seconde étape³² :

$$IV_n = \ln \left(\sum_{i \in n} \exp(\hat{P}_i) \right), \quad n = \text{avec/sans salaire minimum}$$

avec \hat{P}_i la probabilité prédite d'investir dans le pays i appartenant au groupe n considéré. La régression de seconde étape estime quant à elle un logit conditionnel en restreignant l'ensemble des localisations alternatives aux pays du groupe auquel appartient le pays considéré. Les variables explicatives de cette estimation sont celles de la régression de référence plus le ratio du salaire minimum au salaire médian.

Le coefficient mesurant l'impact de la valeur inclusive sur le choix du groupe de pays dans lequel la firme investit est significatif et égal à 0.78 ce qui confirme la pertinence de l'hypothèse relative à la structure arborescente du schéma décisionnel des firmes. Cette estimation suggère que l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes n'est pas validée quand on considère à la fois des investissements dans des pays à salaire minimum et des investissements sur des marchés du travail flexibles (comme dans la régression de la colonne (D)). En outre, une fois qu'on tient compte de la structure de corrélation spécifique à chaque groupe de pays, le ratio du salaire minimum au salaire médian n'a plus d'effet significatif sur le choix du pays d'implantation. Cette régression confirme donc l'hypothèse selon laquelle la localisation des IDE est davantage sensible à l'**existence** ou non d'un salaire minimum qu'au **niveau** de ce salaire.

³²C'est-à-dire concrètement que l'estimation se fait à rebours, les résultats de la première estimation (i.e. de la deuxième étape du choix) permettant de calculer la variable explicative utilisée dans la deuxième estimation.

Dans la dernière colonne du tableau 6.3, on teste enfin une structure arborescente alternative, qui suppose de nouveau une décision de localisation en deux étapes, la première correspondant cette fois-ci au choix d'un continent particulier. En effet, on peut supposer qu'au moins dans le cas des IDE de type horizontal, les entreprises choisissent d'abord la région dans laquelle elles vont s'implanter avant de décider de la localisation précise de leur filiale à l'intérieur de cette région. Ce type de schéma semble particulièrement pertinent au regard des processus de régionalisation qui ont conduit au cours des dernières décennies à la formation de blocs économiques relativement intégrés (UE, ALENA, ASEAN). En effet, la mise en place de tels accords préférentiels crée des "marchés" régionaux susceptibles d'être servis par une unique filiale.

Dans la régression présentée dans la colonne (F) du tableau 6.3, on suppose donc que, dans une première étape, les entreprises françaises décident de s'implanter dans un continent donné, ce choix étant fait au regard du PIB de la zone et de la valeur inclusive résumant les profits espérés de chaque marché régional. En deuxième étape, le choix du pays d'implantation est conditionnel au continent choisi et dépend de l'habituelle liste de variables explicatives.

Ici aussi, le coefficient associé à la valeur inclusive est significatif et compris entre 0 et 1, ce qui confirme la pertinence du modèle de logits imbriqués. En outre, le PIB global influence significativement le choix du continent, mais le coefficient associé est faible puisque l'impact de cette variable est déjà pris en compte dans la valeur inclusive IV_n .

Dans la deuxième étape de cette estimation, les variables explicatives significatives sont le PIB du pays, le fait d'être une ancienne colonie, la variable d'externalités et la mesure de *supply access*. En ce qui concerne le ratio du salaire minimum au salaire médian, son effet sur les choix de localisation est significativement négatif. Ce résultat signifie que, quand on considère les pays d'un marché régional donné, les écarts de salaires

minimums ont un impact négatif sur l'attractivité.

Pour résumer, les résultats précédents suggèrent qu'un ratio salaire minimum sur salaire médian élevé n'est pas forcément pénalisant en terme d'attractivité. Pour une firme qui hésite entre différents pays d'implantation qui tous imposent un salaire minimum, celui-ci peut même constituer un facteur positif, du fait probablement de son impact sur la demande agrégée. En revanche, les rigidités salariales sont plus coûteuses pour des pays qui sont mis en concurrence avec d'autres qui ne légifèrent pas sur le niveau du salaire minimum. De même, à l'intérieur d'un espace relativement intégré, comme l'Union Européenne, les écarts de salaire minimum sont plus pénalisants puisque, dans ce cas, la firme peut servir l'ensemble du marché à partir d'une même filiale.

6.3.3 Résultats sectoriels

Les résultats analytiques du chapitre 5 suggèrent que l'influence sur les choix de localisation de la législation relative au salaire minimum dépend de caractéristiques sectorielles, notamment la structure de marché, la technologie de production et la taille des barrières à l'échange. Le tableau 6.4 présente donc les résultats obtenus quand on estime le logit conditionnel sur l'échantillon à 22 pays au niveau sectoriel³³. Pour chaque secteur CITI dans lesquels on observe des décisions d'investissement à l'étranger, le tableau fournit le coefficient estimé relatif au ratio du salaire minimum, son écart-type estimé, ainsi que des caractéristiques spécifiques à l'industrie, une estimation de l'élasticité de substitution moyenne entre les biens³⁴ et une mesure de l'intensité des barrières

³³Ces régressions utilisent la spécification de la colonne (C) du tableau 6.1.

³⁴Source : Broda & Weinstein (2006) qui estiment l'élasticité de substitution entre les variétés de biens importées par les Etats-Unis, au niveau de la nomenclature TS10. Ces estimations sont fournies au niveau ISIC à 5 chiffres sur la page web de Christian Broda, <http://faculty.chicagogsb.edu/christian.broda/website/research/unrestricted/ElasticitiesBrodaWeinstein90-01.xls>. Les moyennes fournies dans le tableau 6.4 sont des moyennes par

à l'échange³⁵.

La qualité des estimations varie fortement d'un secteur à l'autre, en fonction du nombre d'IDE observés dans chacun d'eux. Parmi ces estimations, sept seulement identifient un effet significatif du ratio de salaire minimum sur les choix de localisation, l'effet étant positif dans six cas sur sept tandis qu'il est fortement négatif dans le secteur des produits minéraux.

L'effet des caractéristiques sectorielles sur l'hétérogénéité inter-sectorielle mise en évidence dans le tableau 6.4 est loin d'être évident. En effet, le coefficient est significativement positif à la fois dans des secteurs dans lesquels les biens sont très différenciés, comme les machines électriques ($\hat{\sigma} = 1.8$), et pour des biens homogènes, comme dans la sidérurgie ($\hat{\sigma} = 7$). De même, en ce qui concerne l'impact de l'intégration des marchés sur le coefficient estimé, la corrélation n'est pas évidente puisque l'effet est significatif dans des secteurs relativement intégrés comme les industries produisant des métaux non ferreux ou des machines, et dans des secteurs où les barrières aux échanges sont plus importantes comme les ouvrages en métaux ou le secteur des "Autres produits minéraux". De plus, on vérifie économétriquement que l'impact de ces caractéristiques sectorielles sur l'élasticité des choix de localisation au salaire minimum n'est pas significatif. En effet, quand on ajoute à la régression de référence incluant le ratio du salaire minimum

secteur CITI calculées après conversion des élasticités de Broda et Weinstein au moyen d'une table de passage de la nomenclature ISIC à la nomenclature CITI.

³⁵Le paramètre $\hat{\phi}$ du tableau 6.4 correspond au coefficient moyen sur l'ensemble des couples de partenaires et sur la période complète d'estimation, des séries d'intégration économique ϕ_{ijkt} calculées au niveau sectoriel en utilisant la méthode de Head & Mayer (2004a) :

$$\phi_{ijkt} = \sqrt{\frac{m_{ijkt}m_{jikt}}{m_{iikt}m_{jjkt}}}$$

avec m_{ijkt} la valeur des exportations de bien k de j vers i et m_{iikt} la consommation de biens domestiques, calculée comme la valeur de la production moins ce qui est exporté. Les données utilisées ici sont celles de la base "Commerce et Production" du CEPII décrite par Mayer & Zignago (2005). Ce paramètre varie entre 0 et 1 et est d'autant plus grand que les marchés i et j sont intégrés.

TAB. 6.4 – Logit conditionnel sectoriel sur l'échantillon à 22 pays, Coefficient estimé pour le ratio du salaire minimum au salaire médian

Secteur	Nbre Obs	Coeff. estimé	Ecart- Type	$\hat{\sigma}$ (BW)	$\hat{\phi}$ (*10 ²)
311. Industries alimentaires	2743	0.59	(0.61)	6.1	.18
313. Fabrication des boissons	350	-0.77	(1.56)	2.0	.08
314. Industrie du tabac	88	423.49	(10 ⁶)	3.7	.06
321. Industrie textile	984	0.08	(1.20)	2.5	.89
322. Fabrication d'articles d'habillement	1031	-0.21	(1.05)	2.9	.65
323. Industrie du cuir et de la fourrure	328	3.34	(3.16)	2.0	.96
331. Industrie du bois	440	-0.65	(2.25)	2.6	.30
332. Fabrication de meubles	86	1093.96	(10 ⁵)	1.6	.38
341. Fabrication de papier	503	2.44	(2.12)	3.8	.41
342. Imprimerie, édition	1274	-0.20	(1.26)	.	.08
351. Industrie chimique	5180	0.09	(0.45)	3.5	.85
352. Autres produits chimiques	1363	-0.98	(0.85)	6.5	.48
353. Raffineries de pétrole	220	-1.93	(5.40)	2.6	.32
354. Dérivés du pétrole et du charbon	22	-28.14	(10 ¹⁰)	9.3	.
355. Industrie du caoutchouc	1121	2.19^b	(1.11)	2.0	.51
356. Ouvrages en matière plastique	924	0.37	(1.26)	4.6	.36
361. Grès, porcelaines et faïences	1341	0.01	(0.97)	1.2	.46
362. Industrie du verre	484	1.19	(1.57)	1.8	.53
369. Autres produits minéraux	635	-2.58^b	(1.33)	1.9	.10
371. Sidérurgie	1449	2.74^b	(1.24)	7.0	.47
372. Métaux non ferreux	504	4.11^b	(2.25)	6.0	1.02
381. Ouvrages en métaux	2457	1.23^b	(0.68)	2.3	.35
382. Machines	2501	1.30^b	(0.79)	2.9	1.00
383. Machines électriques	4543	0.74^c	(0.53)	1.8	.97
384. Matériel de transport	2065	-0.69	(0.71)	3.7	.81
385. Instruments de précision	1912	-0.11	(0.99)	1.4	2.88
390. Autres industries manufacturières	1537	0.40	(0.92)	4.5	1.10

Note : Ecart-types entre parenthèses avec ^a, ^b et ^c correspondant respectivement à une significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

Les élasticités de substitution de la 5ème colonne sont les moyennes par secteur CITI des élasticités estimées par Broda & Weinstein (2006) au niveau de la nomenclature SITC Révision 3. La correspondance entre ces deux classifications n'étant pas parfaite, on n'a pas pu obtenir l'élasticité du secteur de l'imprimerie.

au salaire médian une variable d'interaction entre le (log) de ce ratio et les caractéristiques sectorielles (élasticité de substitution et/ou paramètre d'intégration des marchés), le coefficient de la variable d'interaction n'est jamais significatif tandis que le coefficient relatif au ratio du salaire minimum au salaire médian reste positif³⁶.

6.4 Conclusion

Ce chapitre permet de tester empiriquement les résultats analytiques théorique du chapitre 5, selon lequel les législations sur le salaire minimum influencent les choix de localisation des entreprises. Pour cela, on utilise une base de données décrivant les stratégies d'investissement à l'étranger des firmes françaises sur la période 1991-2002. Un modèle logit conditionnel est estimé, qui met en évidence les déterminants des choix du lieu d'implantation de ces filiales.

Les résultats empiriques suggèrent que les entreprises françaises choisissent d'investir dans les pays qui combinent un potentiel de marché élevé et une compétitivité satisfaisante (mesurée par les coûts du travail et le prix des biens intermédiaires incorporés à la production). En outre, ces décisions sont influencées par des effets d'agglomération : toutes choses égales par ailleurs, les entreprises choisissent plutôt d'implanter leur filiale dans des pays où d'autres entreprises du même secteur ont déjà investi. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus dans la littérature. En outre, au-delà de ces déterminants "traditionnels" des choix de localisation de l'IDE, l'originalité des régressions de ce chapitre est de mettre en évidence l'influence des législations de salaire minimum sur la répartition spatiale de l'IDE.

Plus précisément, on montre d'abord que, conditionnellement au fait d'investir dans

³⁶Les résultats de cette régression ne sont pas présentés ici pour économiser de la place mais ils sont disponibles sur demande.

un pays légiférant sur le taux minimum de rémunération des travailleurs, la probabilité d'investir dans un pays est une fonction croissante de son salaire minimum (rapporté au salaire médian). Ce résultat semble robuste à la spécification utilisée mais varie selon le secteur considéré. Un tel effet signifie qu'au delà de l'impact sur les coûts de production, le ratio du salaire minimum au salaire médian capte également une information dont l'influence sur l'attractivité est positive. En utilisant les prédictions théoriques du chapitre 5, ce résultat est ici interprété comme un effet de demande, lié à l'impact redistributif de la législation sur les salaires minimums.

Néanmoins, l'effet du salaire minimum est sensible à l'échantillon de pays considéré en tant qu'"ensemble des possibles" dans l'estimation du logit conditionnel. En effet, si on autorise les firmes à arbitrer entre des pays à salaire minimum et des pays où le marché du travail est flexible, on constate que l'effet du ratio salaire minimum sur salaire médian est inversé, son impact sur la probabilité d'investir étant alors négatif. Pour affiner ce résultat, on estime ensuite un modèle de logits imbriqués dans lequel on modélise explicitement la décision initiale d'investir, soit dans un pays à salaire minimum, soit dans un pays au marché du travail flexible. Cette représentation du processus de décision est validée par les données. En outre, une fois qu'on tient compte de la structure de corrélation des erreurs spécifique à chaque groupe de pays, l'effet du ratio de salaire minimum n'est plus significatif. Dans le même ordre d'idées, on estime un second modèle de logits imbriqués dans lequel on suppose que les firmes choisissent d'abord le continent où investir puis le pays d'implantation de leur filiale au sein de cette région. Ici aussi, la structure de corrélation du modèle *nested logit* est validée par les données. De plus, elle montre que conditionnellement au groupe choisi, l'effet du ratio du salaire minimum est de nouveau significativement négatif.

L'ensemble des résultats du chapitre amène à la conclusion suivante. Si le niveau du salaire minimum n'est pas forcément un facteur désincitatif pour les flux d'investissement

étranger, son impact sur les choix de localisation dépend de la législation des autres pays mis en concurrence par la firme comme lieu d'implantation possible. En particulier, la perte d'attractivité liée à un ratio salaire minimum sur salaire médian élevé est plus importante si certaines des localisations alternatives ne légifèrent pas sur le niveau du salaire minimum. En outre, au sein d'un continent donné, l'effet du salaire minimum est également négatif : quand les pays sont suffisamment intégrés, les firmes étrangères peuvent servir l'ensemble du marché à partir d'une même filiale, ce qui les incite à choisir leur implantation exacte sur ce marché en considérant en priorité les écarts de coûts, dûs notamment à des écarts dans les législations nationales. Ces résultats semblent donc plaider en faveur d'une harmonisation des politiques de salaire minimum à l'intérieur des espaces intégrés, notamment au sein de l'Union Européenne.

Annexes C

C.1 Compléments analytiques

C.1.1 L'équilibre intérieur

A l'équilibre intérieur du modèle du chapitre 5, le nombre relatif de firmes dans chaque pays est déterminé grâce aux conditions de nullité des profits (5.14) et (5.15) :

$$\frac{n}{n^*} = \frac{I(1 - \phi\rho^{\sigma-1}) - I^*\phi(\rho^{\sigma-1} - \phi)}{I^*(1 - \phi\rho^{1-\sigma}) - I\phi(\rho^{1-\sigma} - \phi)}$$

Cette relation ne vaut que dans le cas particulier où des variétés du bien différencié sont produites dans les deux pays, *i.e.* pour $n/n^* > 0$. C'est le cas si les deux conditions suivantes sont respectées :

$$I(1 - \phi\rho^{\sigma-1}) - I^*\phi(\rho^{\sigma-1} - \phi) > 0 \quad (\text{C.1})$$

et

$$I^*(1 - \phi\rho^{1-\sigma}) - I\phi(\rho^{1-\sigma} - \phi) > 0 \quad (\text{C.2})$$

En réécrivant différemment l'équation (C.1), on trouve :

$$\begin{aligned} I(1 - \phi\rho^{\sigma-1}) - I^*\phi(\rho^{\sigma-1} - \phi) &> 0 \\ \Leftrightarrow \rho^{\sigma-1} &< \frac{I + \phi^2 I^*}{\phi(I + I^*)} \equiv \bar{\rho} \end{aligned}$$

En outre, après transformation de (C.2), on obtient :

$$\begin{aligned} I^*(1 - \phi\rho^{1-\sigma}) - I\phi(\rho^{1-\sigma} - \phi) &> 0 \\ \Leftrightarrow \rho^{\sigma-1} &> \frac{\phi(I + I^*)}{\phi^2 I + I^*} \equiv \underline{\rho} \end{aligned}$$

De ces deux conditions, on déduit l'intervalle sur lequel est défini l'équilibre intérieur (5.18) :

$$\frac{\phi(I + I^*)}{\phi^2 I + I^*} < \rho^{\sigma-1} < \frac{I + \phi^2 I^*}{\phi(I + I^*)}$$

Pour $\rho^{\sigma-1} < \frac{\phi(I+I^*)}{\phi^2 I + I^*}$, la production de bien différencié est complètement concentrée dans le pays domestique, au salaire minimum le plus faible (*i.e.* $n^* = 0$). Cet équilibre en coin est stable car aucune entreprise n'a intérêt à s'implanter sur le marché étranger :

$$\begin{aligned} E \{ \Pi^*(f) | n^* = 0 \} &= \frac{\mu}{\sigma} \left(\frac{I^*}{n \phi \rho^{1-\sigma}} + \phi \rho^{\sigma-1} \frac{I}{n} \right) - F \\ &= \frac{F}{I + I^*} \left(\frac{I^* + \phi^2 I}{\phi \rho^{1-\sigma}} - (I + I^*) \right) \\ &< 0, \forall \rho^{\sigma-1} < \frac{\phi(I + I^*)}{\phi^2 I + I^*} \end{aligned}$$

Au contraire, si $\rho^{\sigma-1} > \frac{I + \phi^2 I^*}{\phi(I + I^*)}$, la production est concentrée dans le pays étranger (*i.e.* $n = 0$), la production dans le pays domestique n'étant alors jamais rentable :

$$\begin{aligned} E \{ \Pi(h) | n = 0 \} &= \frac{\mu}{\sigma} \left(\frac{I}{n^* \phi \rho^{\sigma-1}} + \phi \rho^{1-\sigma} \frac{I^*}{n^*} \right) - F \\ &= \frac{F}{I + I^*} \left(\frac{I + \phi^2 I^*}{\phi \rho^{\sigma-1}} - (I + I^*) \right) \\ &< 0, \forall \rho^{\sigma-1} > \frac{I + \phi^2 I^*}{\phi(I + I^*)} \end{aligned}$$

C.1.2 L'équilibre en coin

C.1.2.1 Concentration de la production dans le pays domestique

Dès lors que :

$$\rho^{\sigma-1} < \frac{\phi(I + I^*)}{I^* + \phi^2 I}$$

le coût marginal de production du bien X dans le pays domestique (relativement au pays étranger) est suffisamment faible pour que les firmes choisissent toutes de produire

dans le pays domestique. On a alors : $n^* = 0$ et $n > 0$. Dans le pays étranger :

$$\begin{aligned} L^* &= 0 \\ I^* &= \bar{Q}^* \end{aligned}$$

Grâce aux équations (5.17) et (5.21), on trouve le revenu national domestique et le nombre de variétés produites :

$$I = \bar{Q} + n(1 - \alpha) \left[\frac{\underline{w}}{a_L MC} \right]^{1-\gamma} (\sigma - 1)F \quad (\text{C.3})$$

$$n = \frac{\mu \bar{Q} + I}{\sigma F} \quad (\text{C.4})$$

Une fois résolu ce système, on trouve le niveau d'emploi des non-qualifiés :

$$\underline{w}L = n(1 - \alpha) \left[\frac{\underline{w}}{a_L MC} \right]^{1-\gamma} (\sigma - 1)F$$

le marché du travail des qualifiés étant toujours équilibré par construction ($Q = \bar{Q}$).

C.1.2.2 Concentration de la production dans le pays étranger

De manière symétrique, on vérifie que pour

$$\rho^{\sigma-1} > \frac{I + \phi^2 I^*}{\phi(I + I^*)}$$

les firmes choisissent toutes de s'implanter dans le pays étranger, au coût de production plus faible. Par conséquent, on a :

$$\begin{aligned} n &= 0 \\ L &= 0 \\ I &= \bar{Q} \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned} n^* &= \frac{\mu \bar{Q}^* + I^*}{\sigma F} \\ I^* &= \bar{Q}^* + n^*(1 - \alpha) \left[\frac{\underline{w}^*}{a_L^* MC^*} \right]^{1-\gamma} (\sigma - 1)F \end{aligned}$$

$$\underline{w}^* L^* = n^*(1 - \alpha) \left[\frac{\underline{w}^*}{a_L^* MC^*} \right]^{1-\gamma} (\sigma - 1) F$$

C.1.3 Condition de Spécialisation Incomplète

La condition dite de Spécialisation Incomplète permet de s'assurer de l'égalisation du salaire des qualifiés des deux pays, propriété qui simplifie la résolution du modèle. Comme le bien homogène est produit dans un cadre de concurrence parfaite et échangé sans coût, la Loi du Prix Unique est respectée et le prix des biens produits dans les deux pays est le même. Pour garantir l'égalité des salaires d'équilibre quand la productivité est uniforme internationalement, il suffit donc de s'assurer que du bien homogène est produit dans les deux pays. Pour cela, une condition suffisante est qu'aucun des pays ne soit doté du stock de travail qualifié permettant de produire la demande mondiale de bien homogène.

La dotation en travail qualifié du pays domestique doit donc être telle que :

$$\bar{Q} < (1 - \mu)(I + I^*) + n^* F$$

Dans le cas le plus favorable d'équilibre en coin ($n = 0$), dans lequel tout le stock de travailleurs qualifiés peut être employé dans le secteur Z , on a :

$$\begin{aligned} n^* &= \frac{\mu}{\sigma} \left[\frac{I + I^*}{F} \right] \\ I &= \bar{Q} \\ I^* &= \bar{Q}^* + n^*(1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}^*}{a_L^* MC^*} \right)^{1-\gamma} (\sigma - 1) F \end{aligned}$$

On obtient alors la condition nécessaire suivante garantissant que le pays domestique ne peut pas produire la demande mondiale de bien homogène :

$$\frac{\bar{Q}}{\bar{Q} + \bar{Q}^*} < \frac{\sigma(1 - \mu) + \mu}{\sigma - \mu(\sigma - 1)\delta^*}$$

avec :

$$\delta^* = (1 - \alpha) \left(\frac{\underline{w}^*}{a_L^* MC^*} \right)^{1-\gamma}$$

De même, le pays étranger ne peut produire la demande mondiale de bien homogène

si :

$$\frac{\bar{Q}^*}{\bar{Q} + \bar{Q}^*} < \frac{\sigma(1 - \mu) + \mu}{\sigma - \mu(\sigma - 1)\delta}$$

Dans le Chapitre 5, on suppose que ces conditions sont respectées. En outre, la calibration de \bar{Q} et \bar{Q}^* en tient compte.

C.1.4 Sensibilité des profits aux chocs de salaire minimum

Si on réécrit les profits opérationnels de la manière suivante :

$$\pi^{op} = \frac{py}{\sigma} = \frac{\mu}{\sigma} \left[\left(\frac{p}{P_X} \right)^{1-\sigma} I + \left(\frac{\tau p}{P_X^*} \right)^{1-\sigma} I^* \right]$$

on peut décomposer l'élasticité à court terme du profit opérationnel des firmes domestiques au salaire minimum de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \frac{d\pi^{op}/\pi^{op}}{d\bar{w}/\bar{w}} &= \frac{d\pi^{op}/\pi^{op}}{dI/I} \frac{dI/I}{d\bar{w}/\bar{w}} + \frac{d\pi^{op}/\pi^{op}}{d(p/P_X)/(p/P_X)} \frac{d(p/P_X)/(p/P_X)}{d\bar{w}/\bar{w}} \\ &+ \frac{d\pi^{op}/\pi^{op}}{d(\tau p/P_X^*)/(\tau p/P_X^*)} \frac{d(\tau p/P_X^*)/(\tau p/P_X^*)}{d\bar{w}/\bar{w}} \end{aligned}$$

Autour de l'équilibre symétrique, on a :

$$\begin{aligned} \frac{d\pi^{op}/\pi^{op}}{dI/I} &= \frac{\left(\frac{p}{P_X} \right)^{1-\sigma} I}{\left(\frac{p}{P_X} \right)^{1-\sigma} I + \left(\frac{\tau p}{P_X^*} \right)^{1-\sigma} I^*} = ES \frac{1}{1+\phi} \\ \frac{dI/I}{d\bar{w}/\bar{w}} &= \frac{I-\bar{Q}}{I} (1-\gamma)(1-\delta) = ES \frac{\mu\delta}{1+\phi} \frac{\sigma-1}{\sigma} (1-\gamma)(1-\delta) \\ \frac{d\pi^{op}/\pi^{op}}{d(p/P_X)/(p/P_X)} &= (1-\sigma) \frac{\left(\frac{p}{P_X} \right)^{1-\sigma} I}{\left(\frac{p}{P_X} \right)^{1-\sigma} I + \left(\frac{\tau p}{P_X^*} \right)^{1-\sigma} I^*} = ES \frac{1-\sigma}{1+\phi} \\ \frac{d(p/P_X)/(p/P_X)}{d\bar{w}/\bar{w}} &= \frac{n^*\phi\delta}{n\rho^{1-\sigma}+n^*\phi} = ES \frac{\phi\delta}{1+\phi} \\ \frac{d\pi^{op}/\pi^{op}}{d(\tau p/P_X^*)/(\tau p/P_X^*)} &= (1-\sigma) \frac{\left(\frac{\tau p}{P_X^*} \right)^{1-\sigma} I^*}{\left(\frac{p}{P_X} \right)^{1-\sigma} I + \left(\frac{\tau p}{P_X^*} \right)^{1-\sigma} I^*} = ES \frac{\phi(1-\sigma)}{1+\phi} \\ \frac{d(\tau p/P_X^*)/(\tau p/P_X^*)}{d\bar{w}/\bar{w}} &= \frac{n^*\delta}{n\phi\rho^{1-\sigma}+n^*} = ES \frac{\delta}{1+\phi} \end{aligned}$$

On en déduit l'élasticité des profits opérationnels au salaire minimum, autour de l'équilibre symétrique :

$$\frac{d\pi^{op}/\pi^{op}}{d\underline{w}/\underline{w}} =^{ES} -2(\sigma - 1)\delta \frac{\phi}{(1 + \phi)^2} + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \mu \delta (1 - \delta) \frac{1 - \gamma}{1 + \phi}$$

Pour obtenir des intuitions concernant l'impact du choc sur l'attractivité du pays domestique, il faut comparer cette élasticité à la sensibilité des profits *étrangers* à ce même choc. En effet, l'impact de la hausse du salaire minimum domestique sur la *répartition* des firmes dépend de son effet *relatif* sur le profit des firmes des deux pays. Dans le pays étranger, on a :

$$\begin{aligned} \frac{d\pi^{op*}/\pi^{op*}}{d\underline{w}/\underline{w}} &= \frac{d\pi^{op*}/\pi^{op*}}{dI/I} \frac{dI/I}{d\underline{w}/\underline{w}} + \frac{d\pi^{op*}/\pi^{op*}}{d(\tau p^*/P_X)/(\tau p^*/P_X)} \frac{d(\tau p^*/P_X)/(\tau p^*/P_X)}{d\underline{w}/\underline{w}} \\ &+ \frac{d\pi^{op*}/\pi^{op*}}{d(p^*/P_X^*)/(p^*/P_X^*)} \frac{d(p^*/P_X^*)/(p^*/P_X^*)}{d\underline{w}/\underline{w}} \end{aligned}$$

avec :

$$\begin{aligned} \frac{d\pi^{op*}/\pi^{op*}}{dI/I} &= \frac{\left(\frac{\tau p^*}{P_X^*}\right)^{1-\sigma} I}{\left(\frac{\tau p^*}{P_X^*}\right)^{1-\sigma} I + \left(\frac{p^*}{P_X^*}\right)^{1-\sigma} I^*} =^{ES} \frac{\phi}{1+\phi} \\ \frac{dI/I}{d\underline{w}/\underline{w}} &= \frac{I-Q}{I} (1 - \gamma)(1 - \delta) =^{ES} \frac{\mu \delta}{1+\phi} \frac{\sigma-1}{\sigma} (1 - \gamma)(1 - \delta) \\ \frac{d\pi^{op*}/\pi^{op*}}{d(\tau p^*/P_X)/(\tau p^*/P_X)} &= (1 - \sigma) \frac{\left(\frac{\tau p^*}{P_X^*}\right)^{1-\sigma} I}{\left(\frac{\tau p^*}{P_X^*}\right)^{1-\sigma} I + \left(\frac{p^*}{P_X^*}\right)^{1-\sigma} I^*} =^{ES} \frac{(1-\sigma)\phi}{1+\phi} \\ \frac{d(\tau p^*/P_X)/(\tau p^*/P_X)}{d\underline{w}/\underline{w}} &= \frac{-n\delta}{n+n^*\rho^{\sigma-1}\phi} =^{ES} \frac{-\delta}{1+\phi} \\ \frac{d\pi^{op*}/\pi^{op*}}{d(p^*/P_X^*)/(p^*/P_X^*)} &= (1 - \sigma) \frac{\left(\frac{p^*}{P_X^*}\right)^{1-\sigma} I^*}{\left(\frac{\tau p^*}{P_X^*}\right)^{1-\sigma} I + \left(\frac{p^*}{P_X^*}\right)^{1-\sigma} I^*} =^{ES} \frac{1-\sigma}{1+\phi} \\ \frac{d(p^*/P_X^*)/(p^*/P_X^*)}{d\underline{w}/\underline{w}} &= \frac{-n\phi\delta}{n\phi+n^*\rho^{\sigma-1}} =^{ES} \frac{-\phi\delta}{1+\phi} \end{aligned}$$

d'où :

$$\frac{d\pi^{op*}/\pi^{op*}}{d\underline{w}/\underline{w}} =^{ES} 2(\sigma - 1)\delta \frac{\phi}{(1 + \phi)^2} + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \mu \delta (1 - \delta) \frac{\phi(1 - \gamma)}{1 + \phi}$$

L'effet final du choc sur la répartition spatiale des firmes dépend donc de :

$$\frac{d\pi^{op*}/\pi^{op*}}{d\underline{w}/\underline{w}} - \frac{d\pi^{op}/\pi^{op}}{d\underline{w}/\underline{w}} = \underbrace{4(\sigma-1)\delta\frac{\phi}{(1+\phi)^2}}_{\text{Effet compétitivité relative}} - \underbrace{\frac{\sigma-1}{\sigma}\mu\delta(1-\delta)(1-\gamma)\frac{1-\phi}{1+\phi}}_{\text{Effet relatif de demande}}$$

On vérifie que, pour $\gamma < 1$, la hausse relative du profit opérationnel des firmes étrangères attribuable à un gain de compétitivité-coût est atténuée par un effet demande positif relativement plus fort dans le pays domestique.

C.1.5 Modèle multi-sectoriel

Dans ce paragraphe, une extension du modèle du chapitre 5 est présentée, dans laquelle on suppose que l'économie est composée de N secteurs dont $N-1$ produisent un bien différencié avec une technologie à rendements croissants similaire à celle du secteur X du modèle à deux secteurs. La fonction du consommateur représentatif du pays domestique est la suivante :

$$U(C_1, \dots, C_{N-1}, C_Z) = \left(\prod_{i=1}^{N-1} C_i^{\mu_i} \right) C_Z^{1-\mu_{-Z}} \quad 0 < \mu_i < 1, \mu_{-Z} \equiv \sum_{i=1}^{N-1} \mu_i \quad (\text{C.5})$$

C_Z est la consommation de bien homogène Z et C_i un agrégat de l'ensemble des variétés consommées du bien différencié produit par le secteur i :

$$C_i = \left[\int_0^{n_i} c_i(h)^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}} dh + \int_0^{n_i^*} c_i(f)^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}} df \right]^{\frac{\sigma_i}{\sigma_i-1}}$$

où $\sigma_i > 1$ est l'élasticité de substitution entre les variétés dans le secteur i .

Le consommateur maximise sa consommation sous sa contrainte budgétaire :

$$\sum_{i=1}^{N-1} \left[\int_0^{n_i} p_i(h) c_i(h) dh + \int_0^{n_i^*} p_i(f) c_i(f) df \right] + C_Z \leq w_Q \bar{Q} + \underline{w} L \quad (\text{C.6})$$

ce qui donne les fonctions de demande suivantes :

$$C_Z = (1-\mu)I \quad (\text{C.7})$$

$$C_i = \mu \frac{I}{P_i}, \quad i = 1, \dots, N-1 \quad (\text{C.8})$$

$$c_i(h) = \left(\frac{p_i(h)}{P_i} \right)^{-\sigma_i} C_i, \quad h \in [0; n_i] \quad (\text{C.9})$$

$$c_i(f) = \left(\frac{p_i(f)}{P_i} \right)^{-\sigma_i} C_i, \quad f \in [0; n_i^*] \quad (\text{C.10})$$

avec P_i l'indice de prix d'une unité de l'agrégat produit par le secteur i :

$$P_i = \left[\int_0^{n_i} p_i(h)^{1-\sigma_i} dh + \int_0^{n_i^*} p_i(f)^{1-\sigma_i} df \right]^{\frac{1}{1-\sigma_i}}$$

La situation est symétrique dans le pays étranger.

Le secteur Z est identique à celui du modèle à deux secteurs et on suppose la condition de spécialisation incomplète satisfaite. Dans chaque secteur en rendements croissants, la fonction de production domestique s'écrit :

$$y_i(h) = \left[\alpha_i^{-\gamma_i} q_i(h)^{\frac{\gamma_i-1}{\gamma_i}} + (1-\alpha_i)^{-\gamma_i} [a_L l_i(h)]^{\frac{\gamma_i-1}{\gamma_i}} \right]^{\frac{\gamma_i}{\gamma_i-1}}, \quad \gamma_i > 0, \quad 0 < \alpha_i < 1$$

et on a, à l'équilibre du marché de la variété h du bien i :

$$y_i(h) = c_i(h) + \tau c_i^*(h)$$

Le profit total de la firme s'écrit :

$$\pi_i(h) = p_i(h) c_i(h) + p_i^*(h) c_i^*(h) - \underline{w} l_i(h) - q_i(h) - F_i \quad (\text{C.11})$$

La maximisation de cette fonction de profit donne les demandes de travail et les prix d'équilibre :

$$l_i(h) = \frac{1-\alpha_i}{a_l} \left[\frac{\underline{w}}{a_L MC_i(h)} \right]^{-\gamma_i} y_i(h) \quad (\text{C.12})$$

$$q_i(h) = \alpha_i MC_i(h)^{\gamma_i} y_i(h) \quad (\text{C.13})$$

$$p_i(h) = \frac{\sigma_i}{\sigma_i-1} MC_i(h) \equiv p_i \quad (\text{C.14})$$

$$p_i^*(h) = \tau_i \frac{\sigma_i}{\sigma_i-1} MC_i(h) \equiv \tau_i p_i \quad (\text{C.15})$$

avec

$$MC_i(h) = \left[\alpha_i + (1-\alpha_i) \left(\frac{\underline{w}}{a_L} \right)^{1-\gamma_i} \right]^{\frac{1}{1-\gamma_i}}$$

Comme dans le cas à deux secteurs, l'équilibre du modèle est défini sous la condition de nullité des profits des producteurs de biens différenciés :

$$\pi_i = \frac{\mu_i}{\sigma_i} \left(\frac{I}{\Delta_i} + \phi_i \rho_i^{1-\sigma_i} \frac{I^*}{\Delta_i^*} \right) - F_i = \frac{y_i MC_i}{\sigma_i - 1} - F_i = 0 \quad (\text{C.16})$$

$$\pi_i^* = \frac{\mu_i}{\sigma_i} \left(\frac{I^*}{\Delta_i^*} + \phi_i \rho_i^{\sigma_i-1} \frac{I}{\Delta_i} \right) - F_i = \frac{y_i^* MC_i^*}{\sigma_i - 1} - F_i = 0 \quad (\text{C.17})$$

avec

$$\begin{aligned} \Delta_i &= n_i + n_i^* \phi_i \rho_i^{\sigma_i-1} \\ \Delta_i^* &= n_i^* + n_i \phi_i \rho_i^{1-\sigma_i} \\ \rho_i &= \frac{MC_i}{MC_i^*} \end{aligned}$$

Le niveau de l'emploi sur chaque segment du marché du travail est le suivant :

$$Q = \bar{Q} \quad (\text{C.18})$$

$$L = \frac{1}{\underline{w}} \sum_{i=1}^{N-1} n_i \delta_i F_i(\sigma_i - 1) \quad (\text{C.19})$$

$$Q^* = \bar{Q}^* \quad (\text{C.20})$$

$$L^* = \frac{1}{\underline{w}^*} \sum_{i=1}^{N-1} n_i^* \delta_i^* F_i(\sigma_i - 1) \quad (\text{C.21})$$

L'équilibre du modèle se ramène au système à $2N$ équations suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} n_i + n_i^* = \frac{\mu_i}{\sigma_i F_i} (I + I^*), \quad i = 1, \dots, N-1 \\ \frac{n_i}{n_i^*} = \frac{I(1-\phi_i \rho_i^{\sigma_i-1}) - I^* \phi_i (\rho_i^{\sigma_i-1} - \phi_i)}{I^*(1-\phi_i \rho_i^{1-\sigma_i}) - I \phi_i (\rho_i^{1-\sigma_i} - \phi_i)}, \quad i = 1, \dots, N-1 \\ I = \bar{Q} + \sum_{i=1}^{N-1} n_i F_i(\sigma_i - 1) \delta_i \\ I^* = \bar{Q}^* + \sum_{i=1}^{N-1} n_i^* F_i(\sigma_i - 1) \delta_i^* \end{array} \right.$$

Pour analyser l'impact sur les profits sectoriels de la hausse du salaire minimum, on utilise le même raisonnement que dans le cas à deux secteurs, basé sur l'élasticité des

profits à localisation de la production donnée :

$$\begin{aligned} \left. \frac{d\pi_i^{op}/\pi_i^{op}}{d\underline{w}/\underline{w}} \right|_{\dot{n}_i=\dot{n}_i^*=0} &= \frac{d\pi_i^{op}/\pi_i^{op}}{dI/I} \frac{dI/I}{d\underline{w}/\underline{w}} + \frac{d\pi_i^{op}/\pi_i^{op}}{d(p_i/P_i)/(p_i/P_i)} \frac{d(p_i/P_i)/(p_i/P_i)}{d\underline{w}/\underline{w}} \\ &+ \frac{d\pi_i^{op}/\pi_i^{op}}{d(\tau_i p_i/P_i^*)/(\tau_i p_i/P_i^*)} \frac{d(\tau_i p_i/P_i^*)/(\tau_i p_i/P_i^*)}{d\underline{w}/\underline{w}} \end{aligned}$$

En utilisant la résolution du modèle à l'équilibre symétrique, on trouve :

$$\begin{aligned} \frac{d\pi_i^{op}/\pi_i^{op}}{dI/I} &= \frac{\left(\frac{p_i}{P_i}\right)^{1-\sigma_i} I}{\left(\frac{p_i}{P_i}\right)^{1-\sigma_i} I + \left(\frac{\tau_i p_i}{P_i^*}\right)^{1-\sigma_i} I^*} =_{ES} \frac{1}{1+\phi_i} \\ \frac{dI/I}{d\underline{w}/\underline{w}} &= \frac{\sum_{i=1}^{N-1} n_i F_i(\sigma_i-1)(\gamma_i-1)\delta_i(1-\delta_i)}{I} \\ \frac{d\pi_i^{op}/\pi_i^{op}}{d(p_i/P_i)/(p_i/P_i)} &= (1-\sigma_i) \frac{\left(\frac{p_i}{P_i}\right)^{1-\sigma_i} I}{\left(\frac{p_i}{P_i}\right)^{1-\sigma_i} I + \left(\frac{\tau_i p_i}{P_i^*}\right)^{1-\sigma_i} I^*} =_{ES} \frac{1-\sigma_i}{1+\phi_i} \\ \frac{d(p_i/P_i)/(p_i/P_i)}{d\underline{w}/\underline{w}} &= \frac{n_i^* \phi_i \delta_i}{n_i \rho_i^{1-\sigma_i} + n_i^* \phi_i} =_{ES} \frac{\phi_i \delta_i}{1+\phi_i} \\ \frac{d\pi_i^{op}/\pi_i^{op}}{d(\tau_i p_i/P_i^*)/(\tau_i p_i/P_i^*)} &= (1-\sigma_i) \frac{\left(\frac{\tau_i p_i}{P_i^*}\right)^{1-\sigma_i} I^*}{\left(\frac{p_i}{P_i}\right)^{1-\sigma_i} I + \left(\frac{\tau_i p_i}{P_i^*}\right)^{1-\sigma_i} I^*} =_{ES} \frac{\phi_i(1-\sigma_i)}{1+\phi_i} \\ \frac{d(\tau_i p_i/P_i^*)/(\tau_i p_i/P_i^*)}{d\underline{w}/\underline{w}} &= \frac{n_i^* \delta_i}{n_i \phi_i \rho_i^{1-\sigma_i} + n_i^*} =_{ES} \frac{\delta_i}{1+\phi_i} \end{aligned}$$

L'élasticité de la demande agrégée au salaire minimum étant la même quel que soit le secteur considéré, on vérifie que les écarts inter-sectoriels relatifs à la sensibilité des profits au choc de salaire minimum ne viennent que de l'effet compétitivité-coût et de l'intensité de l'effet “*Home Market*” :

$$\frac{d\pi_i^{op}/\pi_i^{op}}{d\underline{w}/\underline{w}} =_{ES} -2(\sigma_i-1)\delta_i \frac{\phi_i}{(1+\phi_i)^2} + \frac{1}{1+\phi_i} \frac{dI/I}{d\underline{w}/\underline{w}}$$

L'élasticité sectorielle des profits est une fonction décroissante de ϕ_i , σ_i et δ_i .

C.2 Annexe Statistique

C.2.1 Sources des données

Les sources de données utilisées dans les estimations du Chapitre 6 sont les suivantes :

- la base “*World Development Indicators*” de la Banque Mondiale pour les PIB en valeur et les populations. Ces deux séries combinées, on obtient le PIB par tête,
- la base “*Distances*” du CEPII pour les variables de gravité utilisées dans le calcul du potentiel de marché réel ainsi que celles intégrées en contrôle dans les estimations,
- la base “*DOTS*” de la direction des statistiques commerciales du FMI pour les flux de commerce agrégés utilisés dans l’estimation de la variable de potentiel de marché réel,
- la base “*Commerce et Production*” du CEPII pour la série de salaires et de productivité du travail au niveau sectoriel ISIC3 et les flux de commerce bilatéral nécessaires au calcul des indicateurs d’intégration des marchés,
- des séries de l’OCDE, éventuellement interpolées sur les années récentes, pour la variable de cotisations sociales,
- la base “*Statistiques du Marché du Travail*” de l’OCDE, complétées par les données de “*Conditions Sociales et Population*” d’Eurostat et de la base LABORSTA de l’OIT (cf. détails dans la table C.1) pour les ratios du salaire minimum au salaire médian.

TAB. C.1 – Statistiques Descriptives sur les Données de Salaire Minimum^(a)

Pays	Source	Moyenne \underline{w}/w^{med}	Taux de croissance (%)
Australie	OCDE	.604	−19
Belgique-Luxembourg	OCDE	.525	− 9
Canada	OCDE	.411	−11
Congo	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Comores	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Chine	OIT+Sources Nationales ^(c)	.516	−57
Republique tchèque	OCDE+Eurostat ^(d)	.348	−13
République Démocratique du Congo	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Danemark	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Allemagne	OIT+OCDE ^(c)	.584	− 5
Finlande	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.507	−37
Grèce	OCDE+Eurostat ^(d)	.551	−15
Hongrie	OCDE+Eurostat ^(d)	.394	−11
Irlande	OCDE+Eurostat ^(d)	.571	5
Italie	OIT+OCDE ^(c)	.589	35
Jordanie	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Japon	OCDE	.312	21
Corée	OCDE	.259	−27
Micronésie	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Ile Maurice	OIT+Sources Nationales ^(c)	.350	−42
Mexique	OCDE	.305	−52
Pays Bas	OCDE+Eurostat ^(d)	.529	−15
Norvège	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Nouvelle Zélande	OCDE	.439	30
Pologne	OCDE+Eurostat ^(d)	.443	− 2
Portugal	OCDE	.422	−20
Espagne	OCDE+Eurostat ^(d)	.334	12
Singapour	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Suède	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Suisse	OIT+OCDE ^(c)	.465	−18
Royaume Uni	OCDE+Eurostat ^(d)	.414	1
Togo	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Turquie	OCDE	.319	−79
Etats Unis	OCDE+Eurostat ^(d)	.393	−11
Zimbabwe	Botero <i>et al.</i> ^(b)	.000	.
Moyenne		.450	−17

^(a) Statistiques calculées sur la période de disponibilité des données (extrapolée si nécessaire en fin de période), *i.e.* 1980-2004 sauf pour l'Australie (1985-2004), la République tchèque (1991-2004), le Royaume Uni (1999-2004), la Hongrie (1991-2004), l'Irlande (2000-2004), la Corée (1988-2004) et la Pologne (1991-2004).

^(b) Source : Botero, Djankov, La Porta, Lopez de Silanes & Shleifer (2004).

^(c) Pour les pays dont les salaires minimums sont négociés par branche, l'OCDE ne fournit aucun renseignement. Des séries ont donc été reconstituées à partir de données de l'OIT pour 2003. Cette reconstitution est faite en supposant que le salaire minimum de pays suit l'inflation, ce qui permet de reconstituer une série temporelle. Ces valeurs sont ensuite rapportées au salaire médian, obtenu dans la base de l'OCDE ou par le biais de sources nationales.

^(d) Les données de l'OCDE s'arrêtent en 2000. Elles sont donc complétées par les données d'Eurostat disponibles. Sinon, les deux points manquants sont interpolés.

Les dummies régionales

Dans toutes les estimations, on utilise comme contrôle des effets fixes régionaux qui prennent la valeur 1 si le pays j appartient à une de ces zones : Europe de l'Ouest (utilisé comme référence dans l'estimation), Europe de l'Est, Afrique et Moyen Orient, Amérique, Asie et Océanie. Ces zones sont définies de la manière suivante :

- Afrique et Moyen Orient : Afrique du Sud, Algérie, Arabie Saoudite, Burkina Faso, Cameroun, Congo, Comores, Côte d'Ivoire, Egypte, Gabon, Ghana, Israël, Jordanie, Liban, Madagascar, Mali, Maroc, Ile Maurice, Niger, Nigeria, Sénégal, Soudan, Tchad, Togo, Tunisie, Union des Emirats Arabes, Zimbabwe,
- Amérique du Nord : Etats-Unis et Canada,
- Amérique Latine et du Sud : Argentine, Brésil, Canada, Chili, Colombie, Costa Rica, Etats-Unis, Mexique, Panama, Pérou, Trinidad et Tobago, Uruguay, Venezuela,
- Asie : Cambodge, Chine, Corée, Inde, Indonésie, Japon, Malaisie, Myanmar, Pakistan, Paraguay, Philippines, Singapour, Taïwan, Thaïlande, Vietnam,
- Océanie : Australie, Micronésie, Nouvelle Zélande,
- Europe de l'Est : Biélorussie, Bulgarie, Croatie, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Macédonie, Pologne, République tchèque, Roumanie, Russie, Slovaquie, Slovénie, Turquie, Ukraine,
- Europe de l'Ouest : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, Grèce, Irlande, Italie, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Royaume Uni, Suède, Suisse.

Les dummies "Amérique du Nord" et "Amérique Latine et du Sud" sont regroupées pour les estimations sur l'échantillon restreint (à 33 ou 22 pays). En effet, parmi les pays d'Amérique Latine et du Sud, seul le Mexique est renseigné dans la base contenant les législations sur les salaires minimums.

C.2.2 Estimations sur l'échantillon à 87 pays

TAB. C.2 – Logit conditionnel sur l'échantillon complet à 87 pays

Model :	Variable Dépendante : Pays choisi									
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)	(J)
ln PIB	0.56 ^a (0.02)	0.48 ^a (0.02)		0.48 ^a (0.03)	0.40 ^a (0.03)		2.23 ^a (0.84)		0.60 ^a (0.22)	
indice de centralité	0.35 ^a (0.13)	-0.02 (0.13)		0.28 ^c (0.14)	-0.12 (0.14)					
ln potentiel de marché réel			0.44 ^a (0.02)			0.27 ^a (0.03)		0.08 (0.09)		0.19 (0.14)
ln distance	-0.41 ^a (0.08)	-0.19 ^b (0.08)	-0.30 ^a (0.07)	-0.64 ^a (0.10)	-0.36 ^a (0.10)	-0.34 ^a (0.09)				
langue commune	0.45 ^a (0.08)	0.07 (0.09)	-0.30 ^a (0.08)	0.35 ^a (0.11)	-0.07 (0.11)	-0.50 ^a (0.10)				
ex colonie	0.04 (0.08)	0.22 ^b (0.09)	0.57 ^a (0.08)	0.02 (0.12)	0.21 ^c (0.12)	0.83 ^a (0.11)				
nb firmes même sect (t-1)	0.49 ^a (0.04)	0.42 ^a (0.04)	0.54 ^a (0.04)	0.45 ^a (0.05)	0.33 ^a (0.05)	0.48 ^a (0.05)	0.21 ^a (0.04)	0.20 ^a (0.04)	0.18 ^a (0.05)	0.18 ^a (0.05)
ln supply access		0.17 ^a (0.01)	0.12 ^a (0.01)		0.20 ^a (0.02)	0.16 ^a (0.02)	0.23 ^a (0.03)	0.23 ^a (0.03)	0.26 ^a (0.03)	0.26 ^a (0.03)
ln PIB par tête	-0.29 ^a (0.03)	-0.25 ^a (0.03)	-0.33 ^a (0.03)				-2.18 ^b (0.86)	0.03 (0.15)		
ln salaire sectoriel				-0.25 ^a (0.07)	-0.19 ^a (0.07)	-0.19 ^a (0.06)		-0.07 (0.12)		0.00 (0.12)
ln productivité du travail				0.06 (0.06)	0.02 (0.06)	0.03 (0.06)		0.04 (0.07)		0.03 (0.07)
N	234570	219129	219129	87517	83787	85888	219129	219129	83787	85888
R ²	0.131	0.129	0.116	0.103	0.109	0.094	0.16	0.16	0.139	0.138

Note : Ecart-type entre parenthèses avec ^a, ^b et ^c correspondant respectivement à une significativité au seuil de 1%, 5 % et 10%.

Conclusion Générale

Cette thèse étudie trois aspects des effets de la mondialisation sur l'équilibre macroéconomique en économie ouverte.

La première partie s'intéresse à la segmentation des marchés internationaux de biens et services et à son impact sur les stratégies de fixation des prix des entreprises exportatrices. Plus précisément, elle étudie la réaction des firmes aux fluctuations de taux de change. La combinaison d'une analyse théorique des décisions de prix des exportateurs et d'un travail empirique sur données sectorielles permet d'expliquer le phénomène de *pass-through* incomplet par les comportements stratégiques des firmes confrontées à un risque sur le niveau futur du taux de change. On montre ainsi que les entreprises exportatrices peuvent avoir intérêt à absorber une partie des mouvements de taux de change dans leurs marges plutôt que de les laisser se répercuter sur les prix en monnaie locale. Une telle stratégie de *pass-through* incomplet est rationnelle si le risque de demande perçu par la firme lorsque le prix en monnaie locale varie est élevé. C'est par exemple le cas si l'entreprise considère le marché comme un moteur stratégique de sa croissance ou si elle y subit des pressions concurrentielles particulièrement fortes qui l'obligent à s'aligner sur les prix du marché. Ces déterminants microéconomiques expliquent que le *pass-through* estimé soit en moyenne plus faible sur des marchés de grande taille et/ou très intégrés au commerce international ainsi que dans des secteurs atomistiques très concurrentiels. Cette étude des déterminants microéconomiques du *pass-through* permet

d'expliquer certains faits stylisés de la littérature empirique sur données agrégées. En outre, l'analyse fournit des intuitions sur les évolutions probables de ce phénomène dans le contexte de mondialisation économique. En effet, l'interconnexion croissante entre les marchés nationaux de biens et services renforce la concurrence entre firmes exportatrices de tous pays. Ces pressions concurrentielles devraient conduire à une convergence des prix forçant les entreprises à adopter des stratégies de *pass-through* incomplet. La baisse du *pass-through* aura alors des conséquences sur les mécanismes de transmission internationale des chocs, que les modèles macroéconomiques se doivent d'intégrer.

Dans la deuxième partie de la thèse, on étudie une autre conséquence de la globalisation sur la détermination des prix relatifs, liée aux choix de localisation des firmes et à la répartition spatiale de la production à long terme. En effet, un des aspects de la mondialisation est qu'elle accroît la mobilité géographique des unités de production. Dès lors que l'échange international reste coûteux, ces choix de localisation ne sont pas neutres en terme d'équilibre agrégé, notamment en ce qui concerne le niveau des prix relatifs. Le modèle théorique développé dans le chapitre 4 permet d'illustrer cette idée. Il montre comment l'introduction de coûts à l'échange et d'une technologie à rendements croissants dans le modèle Harrod-Balassa-Samuelson conduit à des déviations à la parité des pouvoirs d'achat dans le secteur des biens échangés. Dans ce cadre, les décisions d'entrée des firmes sur un marché réduisent le prix relatif du pays ce qui génère un effet positif sur le bien-être. La partie empirique permet de quantifier cet effet. Plus précisément, on y mesure les effets sur les prix des décisions d'entrée sur un marché des firmes exportatrices. L'estimation montre que l'arrivée de nouveaux exportateurs sur les marchés internationaux réduit les indices de prix à l'importation par le biais d'effets pro-concurrentiels et du fait de la préférence des agents pour la diversité. Cette réduction de l'indice de prix est particulièrement forte dans les pays émergents. En effet, l'augmentation du potentiel de marché de ces pays au cours de la période récente a conduit un

grand nombre d'exportateurs à s'engager sur ces marchés ce qui tend à réduire le niveau des prix à l'importation. En termes relatifs, ces résultats impliquent que les décisions d'entrée des firmes conduisent toutes choses égales par ailleurs à une dépréciation du taux de change réel des pays émergents. L'analyse théorique comme la partie empirique suggèrent que les modèles macroéconomiques étudiant les déterminants à long terme des prix relatifs sans tenir compte de la mobilité géographique des firmes ignorent un facteur explicatif potentiel des déviations à la Parité des Pouvoirs d'Achat. Cette omission est d'autant plus gênante que les ajustements de la répartition spatiale de la production tendent à s'amplifier avec le phénomène de mondialisation.

Enfin, la troisième et dernière partie de la thèse s'intéresse elle aussi aux décisions de localisation des firmes, dans une optique d'optimisation des politiques économiques cette fois-ci. Plus précisément, elle étudie l'impact de la mobilité géographique des unités productives sur l'efficacité des politiques nationales réglementant le fonctionnement du marché du travail. En effet, l'impact de ces interventions publiques sur la compétitivité-coût des entreprises nationales est souvent critiqué dans les débats économiques et politiques. La forte mobilité des entreprises crée en effet un phénomène de concurrence sociale entre pays dont le législateur doit tenir compte. Dans les chapitres 5 et 6 qui composent la troisième partie de cette thèse, on s'intéresse plus spécifiquement aux législations sur le salaire minimum. La littérature en économie du travail a largement étudié l'impact de ce type de rigidités salariales sur l'offre et la demande de travail. L'originalité du travail présenté ici est de s'intéresser plus spécifiquement à leur influence sur les choix de localisation des entreprises. Le cadre analytique du chapitre 5 permet ainsi de mettre en évidence le double impact du salaire minimum sur le profit des firmes : tandis que l'effet direct sur les coûts de production est généralement négatif, son rôle de maintien du pouvoir d'achat des travailleurs peu qualifiés génère un effet demande positif susceptible d'atténuer l'effet coût. Dans le chapitre 6, ces intuitions théoriques sont testées

économétriquement. L'utilisation de données individuelles relatives aux décisions d'investissement à l'étranger des entreprises françaises permet d'estimer un modèle structurel de choix de localisation. Les résultats montrent qu'à côté des déterminants traditionnels en terme de coût ou de potentiel de marché, les entreprises tiennent compte de la législation sur le salaire minimum lorsqu'elles décident du lieu d'implantation de leur filiale étrangère. Ces résultats ont des conséquences intéressantes en terme de gestion de la politique économique. Ils suggèrent que cette dernière doit tenir compte de la mobilité des facteurs productifs qui peut avoir des effets distorsifs sur l'efficacité des interventions publiques. Pour cela, les autorités politiques doivent disposer d'outils leur permettant d'appréhender les différents mécanismes en jeu.

Ces trois essais permettent donc de mettre en évidence la manière dont les mutations de l'économie liées au phénomène de mondialisation influencent la détermination de l'équilibre global en économie ouverte. Les résultats suggèrent que l'intégration de ces mutations à la modélisation macroéconomique peut modifier substantiellement les mécanismes de transmission internationale des chocs. Une telle évolution des modèles macroéconomiques est donc essentielle afin que ces derniers restent des outils d'aide efficaces pour la gestion des politiques économiques.

Bibliographie

- Aizenman, J. (2004), ‘Endogenous Pricing to Market and Financing Costs’, *Journal of Monetary Economics* **51**, 691–712.
- Alesina, A. & Zeira, J. (2006), ‘Technology and Labor Regulations’, *NBER Working Papers* **12581**.
- Amiti, M. (2005), ‘Location of vertically linked industries : agglomeration versus comparative advantage’, *European Economic Review* **49**(4), 809–832.
- Amiti, M. & Javorcik, B. S. (2005), ‘Trade Costs and Location of Foreign Firms in China’, *C.E.P.R. Discussion Papers* **4978**.
- Amiti, M. & Pissarides, C. A. (2005), ‘Trade and industrial location with heterogeneous labor’, *Journal of International Economics* **67**(2), 392–412.
- Anaya, J. A. G. (2000), ‘Exchange Rate Pass-Through and Partial Dollarization : Is there a Link?’, *Center for Research on Economic Development and Policy Reform Working Paper* **81**.
- Anderson, J. E. & van Wincoop, E. (2004), ‘Trade Costs’, *Journal of Economic Literature* **42**(3), 691–751.
- Anderton, B. (2003), ‘Extra-Euro Area Manufacturing Import Prices and Exchange-Rate Pass-Through’, *ECB Working Paper* **219**.

- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations', *Review of Economic Studies* **58**(2), 277–97.
- Athukorala, P. & Menon, J. (1994), 'Pricing to Market Behaviour and Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports', *Economic Journal* **104**, 271–281.
- Atkeson, A. & Burstein, A. (2006), 'Pricing-to-Market, Trade Costs, and International Relative Prices', *mimeo* .
- Bacchetta, P. & van Wincoop, E. (2005), 'A theory of the currency denomination of international trade', *Journal of International Economics* **67**(2), 295–319.
- Bailliu, J. & Fujii, E. (2004), 'Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries : An Empirical Investigation', *Bank of Canada Working Paper* **2004-21**.
- Balassa, B. (1964), 'The Purchasing-Power Parity Doctrine : a Reappraisal', *The Journal of Political Economy* **72**(6), 584–596.
- Baldwin, R., Forslid, R., Martin, P., Ottaviano, G. & Robert-Nicoud, F. (2005), The Footloose Capital Model, in 'Economic Geography and Public Policy', Princeton University Press, chapter 3.
- Baldwin, R. & Taglioni, D. (2004), 'Positive OCA Criteria : Microfoundations for the Rose Effect', *mimeo*, *Graduate Institute of International Studies* .
- Barba Navaretti, G. & Venables, A. (2004), *Multinational Firms in the World Economy*, Princeton University Press.
- Barhoumi, K. (2005), 'Long Run Exchange Rate Pass-Through into Import Prices in Developing Countries : An Empirical Investigation', *Economics Bulletin* **6**(14), 1–12.

- Baxter, M. & Kouparitsas, M. A. (2005), ‘Determinants of business cycle comovement : a robust analysis’, *Journal of Monetary Economics* **52**(1), 113–157.
- Behrens, K., Lamorgese, A., Ottaviano, G. & Tabuchi, T. (2004), ‘Testing the Home Market Effect in a Multi-country World : the Theory’, *CEPR Discussion Paper* **4468**.
- Belan, P., Carré, M. & Grégoir, S. (2006), ‘Subsidizing low-skilled jobs in a dual labor market’, *mimeo* .
- Bergin, P. & Feenstra, R. (1998), ‘Staggered Price Setting and Endogenous Persistence’, *NBER Working Paper* **6492**.
- Bergin, P., Glick, R. & Taylor, A. (2004), ‘Productivity, Tradability and the Long-Run Price Puzzle’, *NBER Working Paper* **10569**.
- Bernard, A. B., Eaton, J., Jensen, J. B. & Kortum, S. (2003), ‘Plants and Productivity in International Trade’, *American Economic Review* **93**(4), 1268–1290.
- Bettina Aten, A. H. & Summers, R. (2002), ‘Penn World Table Version 6.1’, *Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP)* .
- Betts, C. & Devereux, M. B. (1996), ‘The exchange rate in a model of pricing-to-market’, *European Economic Review* **40**(3-5), 1007–1021.
- Bhaskar, V. & To, T. (1999), ‘Minimum Wages for Ronald McDonald Monopsonies : A Theory of Monopsonistic Competition’, *Economic Journal* **109**, 190–203.
- Biscourp, P. & Gianella, C. (2001), ‘Substitution and Complementarity between Capital, Skilled and Less Skilled Workers : An Analysis at the Firm Level in the French Manufacturing Industry’, *DESE-INSEE working paper* (2001/13).
- Biscourp, P. & Kramarz, F. (2003), ‘Internationalisation des entreprises industrielles et emploi : une analyse sur la période 1986-1992’, *Economie et Statistique* **363-365**, 60–91.

- Blanchard, O. & Kiyotaki, N. (1987), 'Monopolistic Competition and the Effect of Aggregate Demand', *American Economic Review* **77**(4), 647–666.
- Blanchard, P. (2001), Guide de l'utilisateur de gmmld v2.sas, mimeo.
- Bénassy-Quéré, A., Coupet, M. & Mayer, T. (2005), 'Institutional Determinants of Foreign Direct Investment', *CEPII Working Papers* (2005-05).
- Bénassy-Quéré, A., Fontagné, L. & Lahrière-Révil, A. (2003), 'Tax Competition and Foreign Direct Investment', *CEPII Working Papers* (2003-17).
- Botero, J., Djankov, S., La Porta, R., Lopez de Silanes, F. & Shleifer, A. (2004), 'The Regulation of Labor', *Quarterly Journal of Economics* **119**, 1301–1338.
- Boulhol, H. (2005), Why haven't Price-Cost Margins decreased with Globalization?, mimeo.
- Broda, C. & Weinstein, D. E. (2004), 'Variety Growth and World Welfare', *American Economic Review* **94**(2), 139–144.
- Broda, C. & Weinstein, D. E. (2006), 'Globalization and the Gains from Variety', *The Quarterly Journal of Economics* **121**(2), 541–585.
- Burstein, A., Eichenbaum, M. & Rebelo, S. (2005), 'Modeling Exchange-Rate Pass-through after Large Devaluations', *NBER Working Papers* **11638**.
- Cahuc, P. & Michel, J. (1996), 'Minimum Wage, Unemployment and Growth', *European Economic Review* **40**, 1463–1482.
- Cahuc, P. & Zylberberg, A. (1999), 'Job Protection, Minimum Wage and Unemployment', *IZA Discussion Paper* **95**.
- Cahuc, P. & Zylberberg, A. (2004), *Labor Economics*, MIT Press.
- Campa, J. M. & Goldberg, L. S. (2005), 'Exchange-Rate Pass-Through into Import Prices', *The Review of Economics and Statistics* **87**(4), 679–690.

- Campa, J. M. & Minguez, J. M. G. (2004), 'Differences in Exchange-Rate Pass-Through in the Euro Area', *CEPR Discussion Paper* **4389**.
- Canova, F. & Dellas, H. (1993), 'Trade interdependence and the international business cycle', *Journal of International Economics* **34**(1-2), 23–47.
- Card, D. & Krueger, A. (1994), 'Minimum Wages and Employment : A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania Wage', *American Economic Review* **84**, 772–793.
- Cardoso, A. R. & Portugal, P. (2001), 'Disentangling the Minimum Wage Puzzle : An Analysis of Job Accessions and Separations from a Longitudinal Matched Employer-Employee Data Set', *C.E.P.R. Discussion Papers* **2844**.
- Chen, N., Imbs, J. & Scott, A. (2004), 'Competition, Globalization and the Decline of Inflation', *C.E.P.R. Discussion Papers* **4695**.
- Choudhri, E. U., Faruquee, H. & Hakura, D. S. (2005), 'Explaining the exchange rate pass-through in different prices', *Journal of International Economics* **65**(2), 349–374.
- Clark, T. & van Wincoop, E. (2001), 'Borders and Business Cycles', *Journal of International Economics* **55**, 59–85.
- Combes, P.-P., Mayer, T. & Thisse, J. (2006), *Textbook in Economic Geography*, Princeton University Press.
- Cornille, D. & Dossche, M. (2006), 'The patterns and determinants of price setting in the Belgian industry', *National Bank of Belgium Working Paper Research Series* **82**.
- Corsetti, G. & Dedola, L. (2003), 'Macroeconomics of International Price Discrimination', *C.E.P.R. Discussion Papers* **3710**.

- Corsetti, G. & Dedola, L. (2005), 'A macroeconomic model of international price discrimination', *Journal of International Economics* **67**(1), 129–155.
- Corsetti, G., Martin, P. & Pesenti, P. (2005), 'Productivity spillovers, terms of trade and the "home market effect"', *NBER Working Paper* **11165**.
- Corsetti, G. & Pesenti, P. (2005), 'International dimensions of optimal monetary policy', *Journal of Monetary Economics* **52**(2), 281–305.
- Costenot, A. (2006), 'Jobs, Jobs, Jobs : A New Perspective on Protectionism', *University of California at San Diego, Economics Working Paper Series* (2006-05).
- Crucini, M., Telmer, C. & Zachariadis, M. (2005), 'Understanding European Real Exchange Rates', *The American Economic Review* **95**(3), 724–738.
- Davidson, C., Martin, L. & Matusz, S. (1999), 'Trade and search generated unemployment', *Journal of International Economics* **48**, 271–299.
- Davis, D. (1998), 'Does European Unemployment Prop up American Wages ? National Labor Markets and Global Trade', *American Economic Review* **88**(3), 478–494.
- Devereux, M. B. & Engel, C. (2003), 'Monetary Policy in the Open Economy Revisited', *Review of Economic Studies* **70**, 765–783.
- Devereux, M., Engel, C. & Storgaard, P. E. (2004), 'Endogenous Exchange Rate Pass-Through when Nominal Prices are Set in Advance', *Journal of International Economics* **63**, 263–91.
- Devereux, M. & Griffith, R. (2003), 'Evaluating Tax Policy for Location Decisions', *Asia-Pacific Financial Markets* **10**(2), 107–126.
- Dewit, G., Holger, G. & Montagna, C. (2003), 'Should I stay or should I go ? a note on employment protection, domestic anchorage, and FDI', *National University of Ireland - Maynooth, Economics Department Working Paper Series* (n1291003).

- Diewert, E. (1976), 'Exact and Superlative Index Numbers', *Journal of Econometrics* **4**(2), 115–45.
- Disdier, A.-C. & Head, K. (2005), 'The Puzzling Persistence of the Distance Effect on Bilateral Trade', *Centro Studi Luca d'Agliano Working Papers* (186).
- Disdier, A.-C. & Mayer, T. (2004), 'How different is Eastern Europe? Structure and determinants of location choices by French firms in Eastern and Western Europe', *Journal of Comparative Economics* **32**(2), 280–296.
- Dixit, A. K. & Stiglitz, J. (1977), 'Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity', *American Economic Review* **67**(3), 297–308.
- Dolado, J., Felgueroso, F. & Jimeno, J. (2000), 'The Role of the Minimum Wage in the Welfare State : An Appraisal', *CEPR Discussion Paper* **2452**.
- Dolado, J., Kramarz, F., Machin, S., Manning, A., Margolis, D. & Teulings, C. (1996), 'The Economic Impact of Minimum Wages in Europe', *Economic Policy* **23**, 317–372.
- Duguet, E. & Gianella, C. (1999), 'Elasticité de Substitution Entre Qualifiés et Non Qualifiés', *INSEE-DESE*.
- Eaton, J., Kortum, S. & Kramarz, F. (2004), 'Dissecting Trade : Firms, Industries, and Export Destinations', *American Economic Review* **94**(2), 150–154.
- Eichengreen, B. & Tong, H. (2005), 'Is China's FDI Coming at the Expense of Other Countries?', *NBER Working Papers* **11335**.
- Engel, C. (1999), 'Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes', *Journal of Political Economy* **107**, 507–538.
- Engel, C. (2000), 'Long-run PPP may not hold after all', *Journal of International Economics* **51**(2), 243–273.

- Engel, C. (2002), 'Expenditure Switching and Exchange Rate Policy', *NBER Working Papers* **9016**.
- Engel, C. (2005), 'Equivalence Results for Optimal Pass-Through, Optimal Indexing to Exchange Rates, and Optimal Choice of Currency for Export Pricing', *NBER Working Paper* **11209**.
- Engel, C. & Rogers, J. H. (1996), 'Regional patterns in the law of one price : the roles of geography vs. currencies', *Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), International Finance Discussion Papers* **533**.
- Engel, C. & Rogers, J. H. (2004), 'European product market integration after the euro', *Economic Policy* **19**(39), 347–384.
- Faruquee, H. (2004), 'Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area : The Role of Asymmetric Pricing Behavior', *IMF Working Papers* **04/14**.
- Feenstra, R. (1991), 'New goods and index numbers : US import prices', *NBER working paper* **3610**.
- Feenstra, R. (1994), 'New Product Varieties and the Measurement of International Prices', *The American Economic Review* **84**(1), 157–177.
- Feenstra, R. C. (1996), 'U.S. Imports, 1972-1994 : Data and Concordances', *NBER Working Papers* **5515**.
- Frankel, J. A. & Rose, A. K. (1998), 'The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria', *Economic Journal* **108**(449), 1009–25.
- Froot, K. A. & Klemperer, P. D. (1989), 'Exchange Rate Pass-Through when Market Share Matters', *American Economic Review* **79**(4), 637–54.
- Fujita, M., Krugman, P. & Venables, A. (1999), *The spatial economy : cities, regions and international trade*, MIT Press.

- Gagnon, J. E. & Knetter, M. M. (1995), 'Markup Adjustment and Exchange Rate Fluctuations : Evidence from Panel Data on Automobile Exports', *Journal of International Money and Finance* **14**(2), 289–310.
- Ganelli, G. (2004), Public spending management and macroeconomic interdependence, Royal Economic Society Annual Conference 2004 31, Royal Economic Society.
- Gaulier, G., Lahrèche, A. & Méjean, I. (2006a), 'Exchange-Rate Pass-Through at the Product Level', *CEPII Working Papers* **2006-02**.
- Gaulier, G., Lahrèche, A. & Méjean, I. (2006b), 'Structural Determinants of the Exchange-Rate Pass-Through', *CEPII Working Papers* **2006-03**.
- Gaulier, G. & Méjean, I. (2006), 'Import Prices, Variety and the Extensive Margin of Trade', *Working Paper CEPII* **2006-17**.
- Ghironi, F. & Melitz, M. J. (2005), 'International Trade and Macroeconomic Dynamics with Heterogeneous Firms', *The Quarterly Journal of Economics* **120**(3), 865–915.
- Gil-Pareja, S. (2002), 'Export Price Discrimination in Europe and Exchange Rates', *Review of International Economics* **10**(2), 299–312.
- Gil-Pareja, S. (2003), 'Pricing to Market Behavior in European Car Markets', *European Economic Review* **47**(6), 945–962.
- Goerg, H. (2002), 'Fancy a Stay at the “Hotel California” ? Foreign Direct Investment, Taxation and Firing Costs', *IZA Discussion Papers* **665**.
- Goldberg, L. S. & Tille, C. (2006), 'The International Role of the Dollar and Trade Balance Adjustment', *NBER Working Papers* **12495**.
- Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1997), 'Goods Prices and Exchange Rates : What Have We Learned ?', *Journal of Economic Literature* **35**(3), 1243–1272.
- Gregorio, J. D., Giovannini, A. & Wolf, H. (1994), 'International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation', *European Economic Review* **38**(6), 1225–1244.

- Gross, D. & Schmitt, N. (2000), 'Exchange rate pass-through and dynamic oligopoly : an empirical investigation', *Journal of International Economics* **52**(1), 89–112.
- Haaland, J. I., Wooton, I. & Faggio, G. (2002), 'Multinational Firms : Easy Come, Easy Go?', *FinanzArchiv : Public Finance Analysis* **59**(1), 3–.
- Hallak, J. C. & Schott, P. K. (2005), 'Estimating Cross-Country Differences in Product Quality', *mimeo* .
- Hamermesh, D. L. (1993), *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Hansen, L. (1986), 'Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators', *Econometrica* **50**(4), 1029–54.
- Hanson, G. H., Malatoni, R. J. & Slaughter, M. J. (2001), 'Expansion Strategies of U.S. Multinational Firms', *NBER Working Paper* **8433**.
- Harrod, R. (1933), *International Economics*, London : James Nisbet and Cambridge University Press.
- Head, K. & Mayer, T. (2004a), The Empirics of Agglomeration and Trade, *in* V. Henderson & J. Thisse, eds, 'Handbook of Regional and Urban Economics Vol.', chapter 59.
- Head, K. & Mayer, T. (2004b), 'Market Potential and the Location of Japanese Investment in the European Union', *The Review of Economics and Statistics* **86**, 959–972.
- Head, K. & Ries, J. (2003), 'Heterogeneity and the FDI versus export decision of Japanese manufacturers', *Journal of the Japanese and International Economies* **17**(4), 448–467.
- Helpman, E. & Krugman, P. (1985), *Market Structure and Foreign Trade*, MIT Press.
- Helpman, E., Melitz, M. J. & Yeaple, S. R. (2004), 'Export versus FDI with Heterogeneous Firms', *American Economic Review* **94**(1), 300–316.
- Heston, A., Summers, R. & Aten, B. (2002), Penn World Table Version 6.1, Technical report, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania.

- Hummels, D. (2001), 'Time as Trade Barrier', *Purdue University Working paper*.
- Hummels, D. & Klenow, P. J. (2002), 'The Variety and Quality of a Nation's Trade', *NBER Working Papers* **8712**.
- Imbs, J. (2004), 'Trade, Finance, Specialization, and Synchronization', *The Review of Economics and Statistics* **86**(3), 723–734.
- Imbs, J., Mumtaz, H., Ravn, M. O. & Rey, H. (2003), 'Nonlinearities and Real Exchange Rate Dynamics', *Journal of the European Economic Association* **1**(2-3), 639–649.
- Imbs, J., Mumtaz, H., Ravn, M. & Rey, H. (2005), 'PPP Strikes Back : Aggregation and the Real Exchange Rate', *The Quarterly Journal of Economics* **120**(1), 1–43.
- Javorcik, B. S. & Spatareanu, M. (2005), 'Do Foreign Investors Care about Labor Market Regulations?', *Weltwirtschaftliches Archiv (Review of World Economics)* **127**(3), 375–403.
- Kehoe, T. J. & Ruhl, K. J. (2003), 'How important is the new goods margin in international trade?', *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Staff Report* (324).
- Knetter, M. M. (1989), 'Price Discrimination by U.S. and German Exporters', *American Economic Review* **79**(1), 198–210.
- Knetter, M. M. (1993), 'International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior', *American Economic Review* **83**(3), 473–486.
- Knetter, M. M. (1997), 'Why are retail prices in Japan so high? evidence from German export prices', *International Journal of Industrial Organization* **15**, 549–572.
- Koenig-Soubeyran, P. (2005), *The Extensive and Intensive Margins of Trade*, These de l'Université de Paris 1, Pantheon-Sorbonne, chapter 3.
- Kramarz, F. & Philippon, T. (2001), 'The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment', *Journal of Public Economics* **82**, 115–46.

- Kravis, I. & Lipsey, R. (1974), International Trade Prices and Price Proxies, *in* N. Ruggles, ed., 'The Role of the Computer in Economic and Social Research in Latin America', New York : Columbia University Press, pp. 253–66.
- Kravis, I. & Lipsey, R. (1983), 'Toward an explanation of national price levels', *Princeton Studies in International Finance* **52**.
- Krugman, P. (1987), Pricing to Market when the Exchange Rate Changes, *in* S. W. Arndt & J. D. Richardson, eds, 'Real Financial Linkages Among Open Economies', Cambridge Mass : MIT Press.
- Krugman, P. (1991), 'Increasing Returns and Economic Geography', *Journal of Political Economy* **99**(3), 483–99.
- Krugman, P. (1992), 'A Dynamic Spatial Model', *NBER Working Papers* **4219**.
- Krugman, P. & Venables, A. J. (1995), 'Globalization and the Inequality of Nations', *Quarterly Journal of Economics* **110**, 857–880.
- Lane, P. R. (2001), 'The new open economy macroeconomics : a survey', *Journal of International Economics* **54**(2), 235–266.
- Laroque, G. & Salanié, B. (1999), 'Breaking Down Married Female Non-Employment in France', *C.E.P.R. Discussion Papers* **2239**.
- Lee, J. (1995), 'Pricing-to-Market in Korean Manufacturing Exports', *International Economic Journal* **9**(4), 1–12.
- Lopez-Claros, A., Porter, M. E., Schwab, K. & Sala-i Martin, X. (2006), *The Global Competitiveness Report 2006-2007*, Palgrave Macmillan.
- MacDonald, R. & Ricci, L. A. (2004), 'Real Exchange Rates, Imperfect Substituability, and Imperfect Competition', *mimeo* .
- Machin, S. & Manning, A. (1996), 'Employment and the Introduction of a Minimum Wage in Great-Britain', *Economic Journal* **106**, 667–673.

- Manning, A. (1995), 'How Do We Know That Real Wages are Too High?', *Quarterly Journal of Economics* **110**, 1111–1126.
- Markusen, J. R. & Maskus, K. E. (2002), 'Discriminating among Alternative Theories of the Multinational Enterprise', *Review of International Economics* **10**(4), 694–707.
- Martin, P. & Rogers, C. A. (1995), 'Industrial location and public infrastructure', *Journal of International Economics* **39**(3-4), 335–351.
- Matusz, S. (1996), 'International Trade, the Division of Labor, and Unemployment', *International Economic Review* **37**(1), 71–84.
- Mayer, T., Méjean, I. & Nefussi, B. (2006), 'The location of domestic and foreign production affiliates by French multinational firms', *mimeo*.
- Mayer, T. & Zignago, S. (2005), 'Market Access in Global and Regional Trade', *CEPII Working Papers* **2005-02**.
- Méjean, I. (2004), 'Exchange Rate Movements and Export Prices : an Empirical Analysis', *CREST Working Papers* **27**.
- Méjean, I. (2005), 'Variety Supply versus Balassa-Samuelson Determinants of the Real Exchange Rate', *CREST Working Papers* **2005-18**.
- Méjean, I. (2006), 'Can Firms' Location Decisions Counteract the Balassa-Samuelson Effect?', *CEPII Working Papers* **2006-12**.
- Méltiz, M. (2003), 'The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity', *Econometrica* **71**(6), 1695–1726.
- Menon, J. (1995), 'Exchange rate pass-through', *Journal of Economic Surveys* **9**, 197–231.
- Midelfart-Knarvik, K.-H., Overman, H. G. & Venables, A. J. (2000), 'Comparative advantage and economic geography : Estimating the location of production in the eu', *C.E.P.R. Discussion Papers* **2618**.

- Mihailov, A. (2004), 'The Empirical Range of Pass-Through in US, German and Japanese Macrodata', *mimeo, Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2004*.
- Mihailov, A. (2005), 'Exchange Rate Pass-Through on Prices in Macrodata', *University of Essex Economics Discussion paper* **568**.
- Morrison, C. J. (1990), 'Market Power, Economic Profitability and Productivity Growth Measurement : An Integrated Structural Approach', *NBER Working Papers* **3355**.
- Mumtaz, H., Oomen, O. & Wang, J. (2006), 'Exchange Rate Pass-Through into UK Import Prices : Evidence from Disaggregated Data', *Bank of England Working Paper, forthcoming*.
- Neumark, D. & Wascher, W. (2006), 'Minimum Wages and Employment : A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research', *NBER Working Papers* **12663**.
- Nicoletti, G., Golub, S., Hajkova, D., Mirza, D. & Yoo, K.-Y. (2003), 'Policies and International Integration : Influences on Trade and Foreign Direct Investment', *OECD Economics Department Working Papers* **359**.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995), 'Exchange Rate Dynamics Redux', *Journal of Political Economy* **103**(3), 624–60.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (2000), 'The Six Major Puzzles in International Macroeconomics : Is There a Common Cause?', *NBER Working Papers* **7777**.
- Otani, A., Shiratsuka, S. & Shirota, T. (2003), 'The Decline in the Exchange Rate Pass-Through : Evidence from Japanese Import Prices', *IMES Working Papers* **2003-E1**.
- Parsley, D. (2004), 'Pricing in International Markets : a 'Small-Country' Benchmark', *Review of International Economics* **12**(3), 509–524.
- Pesaran, M. H. & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics* **68**(1), 79–113.

- Picard, P. & Toulemonde, E. (2000), 'The Impact of Labor Markets on Emergence and Persistence of Regional Asymmetries', *Discussion Paper, School of Economic Studies, University of Manchester*.
- Picard, P. & Toulemonde, E. (2006), 'Firms agglomeration and unions', *European Economic Review* **50**, 669–694.
- Pigou, A. C. (1920), *Economics of Welfare*, Macmillan and Co, London.
- Rangan, S. & Lawrence, R. Z. (1993), 'The Responses of US Firms to Exchange Rate Fluctuations : Piercing the Corporate Veil', *Brookings Papers on Economic Activity* **2**, 341–79.
- Rauch, J. R. (1999), 'Networks versus Markets in International Trade', *Journal of International Economics* **48**(1), 7–37.
- Redding, S. & Venables, A. J. (2004), 'Economic geography and international inequality', *Journal of International Economics* **62**(1), 53–82.
- Ricci, A. L. (1999), 'Economic geography and comparative advantage : Agglomeration versus specialization', *European Economic Review* **43**(2), 357–377.
- Rogoff, K. (1996), 'The Purchasing Power Parity Puzzle', *Journal of Economic Literature* **34**(2), 647–668.
- Rose, A. (2000), 'One Money, One Market : Estimating the Effect of Common Currencies on Trade', *Economic Policy*.
- Samuelson, P. (1964), 'Theoretical Notes on Trade Problems', *The Review of Economics and Statistics* **46**(2), 145–154.
- Samuelson, P. A. (1954), 'The Transfer Problem and Transport Costs, II : Analysis of Effects of Trade Impediments', *Economic Journal* **64**, 264–289.
- Sato, K. (1976), 'The Ideal Log-Change Index Number', *Review of Economics and Statistics* **58**(2), 223–28.

- Slaughter, M. (2003), *Host-country determinants of US foreign direct investment into Europe*, Springer.
- Smith, J. K. (2004), 'Weighted Median Inflation : Is This Core Inflation ?', *Journal of Monetary, Credit and Banking* **36**(2), 253–63.
- Strauss-Kahn, V. (2005), 'Firms' Location Decision Across Asymmetric Countries and Employment Inequality', *European Economic Review* **49**, 299–320.
- Takagi, S. & Yoshida, Y. (2001), 'Exchange Rate Movements and Tradable Goods Prices in East Asia : An Analysis Based on Japanese Customs Data, 1988-1999', *IMF Staff Papers* **48**(2), 266–289.
- Taylor, A. M. & Taylor, M. P. (2004), 'The Purchasing Power Parity Debate', *Journal of Economic Perspectives* **18**(4), 135–158.
- Taylor, J. B. (2000), 'Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms', *European Economic Review* **44**(7), 1389–1408.
- Train, K. (2003), *Discret Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.
- Vartia, Y. (1976), 'Ideal Log-Change Index Numbers', *Scandinavian Journal of Statistics* **3**(3), 121–26.
- Venables, A. (1996), 'Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries', *International Economic Review* **37**(2), 341–359.
- Warmedinger, T. (2004), 'Import Prices and Pricing-to-Market Effects in the Euro Area', *ECB Working Paper* **299**.
- Yi, W. (2005), 'Growth, Expansion of Markets, and Income Elasticities in World Trade', *IMF Working Paper* **05/11**.
- Zachariadis, M. (2004), 'Productivity and Prices in Europe : Micro-Evidence for the Period 1975 to 1990', *Department of Economics, Louisiana State University, Working Papers* **2004-06**.

Résumé

De nombreuses études mettent en évidence l'existence de coûts substantiels affectant les flux de commerce international. En créant une segmentation des marchés internationaux, ces barrières à l'échange affectent l'équilibre global en macroéconomie ouverte. Pourtant, la plupart des modèles macroéconomiques ignorent cette caractéristique de l'économie internationale et supposent une intégration parfaite des marchés.

Cette thèse étudie l'impact macroéconomique de cette segmentation des marchés internationaux. Les outils développés par les Nouvelles Théories du Commerce sont utilisés pour modéliser l'effet des barrières à l'échange sur les décisions stratégiques des firmes exportatrices dans un environnement globalisé.

La première partie de la thèse s'intéresse aux conséquences de la segmentation des marchés sur les stratégies de prix à l'exportation. L'analyse empirique permet de mettre en évidence les déterminants microéconomiques expliquant la faible sensibilité des prix du commerce aux fluctuations de change. La deuxième partie introduit dans l'analyse les choix de localisation des firmes et étudie leur impact sur le niveau des prix relatifs. Elle montre comment l'entrée de nouveaux producteurs sur un marché national exerce une pression à la baisse sur le niveau de ses prix agrégés. Enfin, la troisième partie de la thèse s'interroge sur l'impact de ces choix de localisation sur l'efficacité des politiques économiques. Plus précisément, elle montre comment les politiques nationales de salaire minimum affectent la répartition spatiale des entreprises, par le biais des coûts relatifs de production mais aussi de leur impact sur la demande agrégée.

Abstract

Despite a strong drop in tariff barriers in the second half of the twentieth century, numerous empirical studies have shown that international trade flows are affected by sizeable trade costs. These trade barriers create an international market segmentation, affecting the open macroeconomic equilibrium. Yet, almost all macro models ignore this reality, assuming a perfect integration of international markets.

In this thesis, I study the implication of market segmentation in several aspects of the open macroeconomic equilibrium. To this aim, I use tools of the New Trade Theory. This literature underlines the role of trade costs in explaining international trade and foreign investment flows, when taking into account firms' strategic behaviour in a global framework.

The first part of the thesis focuses on the consequences of market segmentation on exporting firms' pricing behaviour. The empirical analysis based on disaggregated data underlines the micro determinants explaining the low aggregate sensitivity of trade prices to exchange rate movements. The second part introduces firms' location strategy in the analysis and investigates its impact on the relative price level. It explains how the entry of new firms in a national market exerts a downward pressure on its aggregate price level. Last, the third part of the thesis examines the consequences of endogenous location decisions on the efficiency of economic policies. In particular, it shows how national minimum wage policies affect the spatial distribution of firms, through the channels of relative production costs and aggregate demand.

Discipline : Sciences Economiques (05).

Mots-clés :

Intitulé et adresse du laboratoire :

EUREQua (UMR 8174), Université de Paris I Panthéon-Sorbonne,
Maison des Sciences Economiques 106-112 Bd de l'hôpital 75647 Paris CEDEX 13.